

Psychometric Evidence of the Scale of Risk of Addiction to Social Networks and Internet for Adolescents in Peruvian Students

Item Type	info:eu-repo/semantics/article
Authors	Gamboa-Melgar, Goldie; Peña-Fuertes, Yazmin; Manzanares-Medina, Eduardo
DOI	10.21134/rpcna.2022.09.1.7
Publisher	Aitana Research Group
Journal	Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes
Rights	info:eu-repo/semantics/openAccess; Attribution-NonCommercial-ShareAlike 4.0 International
Download date	03/06/2022 11:14:12
Item License	http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/
Link to Item	http://hdl.handle.net/10757/659820

Evidencias psicométricas de la Escala de Riesgo de Adicción-Adolescente en Redes Sociales e Internet en estudiantes peruanos

Goldie Gamboa-Melgar, Yazmin Peña-Fuertes, & Eduardo Manzanares-Medina
Facultad de Psicología, Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas.

Resumen

El objetivo fue analizar las evidencias de validez y confiabilidad de la Escala de Riesgo de Adicción-adolescente a las Redes Sociales e Internet (ERA-RSI) en estudiantes peruanos. Participaron 755 estudiantes (52.2% mujeres), con edades comprendidas entre los 13 a 24 años ($M = 17$, $DE = 2.93$) pertenecientes a escuelas (62.2%) o universidades privadas (33.8%). Se analizó la estructura interna de la ERA-RSI, la invarianza según nivel educativo y sexo, su relación con otras variables y la confiabilidad por consistencia interna. Los resultados del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) indican una estructura de cuatro dimensiones con adecuados índices de ajuste ($\chi^2 / gl = 3.81$, $CFI = .91$, $TLI = .90$, $RMSEA = .061$ [.058, .065], $SRMR = .061$) y que es invariante según el nivel educativo (escolares y universitarios) y el sexo (hombres y mujeres). Además, se evidencia una buena confiabilidad por consistencia interna ($\omega = .74$ a $.83$). Por su parte, la validez convergente se realizó con el Cuestionario de Adicción a las Redes Sociales (ARS) y se encontró, entre las dimensiones de ambas pruebas, correlaciones positivas, estadísticamente significativas y de magnitud entre moderadas y fuertes. En conclusión, la presente adaptación de la ERA-RSI cuenta, en general, con adecuadas evidencias empíricas de validez y fiabilidad y puede ser usada en futuras investigaciones.

Palabras clave: adicción a redes sociales; adicción a internet; ERA-RSI; adolescentes; propiedades psicométricas.

Abstract

Psychometric Evidence of the Scale of Risk of Addiction to Social Networks and Internet for Adolescents in Peruvian Students. The aim of the study was to analyze the psychometric properties of the Adolescent- Risk of Addiction to Social Networks and Internet Scale (ERA-RSI) in Peruvian students. The sample was composed by 755 students (52.2% women), whose ages ranged from 13 to 24 years ($M = 17$, $SD = 2.93$) and attended private schools (62.2%) or universities (33.8%). The internal structure of the ERA-RSI, the invariance according to the level of instruction and sex, its relationship with other variables, and the reliability by internal consistency were analyzed. The results of the Confirmatory Factor Analysis (CFA) indicate a four-dimensional structure with adequate fit indices ($\chi^2 / gl = 3.81$, $CFI = .91$, $TLI = .90$, $RMSEA = .061$ [.058, .065], $SRMR = .061$) and which is invariant according to the level of instruction (school and university) and sex (men and women). In addition, good reliability is shown by internal consistency ($\omega = .74$ to $.83$). For its part, convergent validity was performed with the Social Media Addiction Questionnaire (ARS) a positive, moderate to strong statistically significant correlation were found between the dimensions of both tests. In conclusion, the present adaptation of the ERA-RSI has, in general, adequate empirical evidence of validity and reliability and can be used in future research.

Keywords: addiction to social networks; Internet addiction; Risk of Addiction-Adolescent Scale to Social Networks and the Internet, adolescents; psychometric properties.

En pleno siglo XXI, internet es considerada como una herramienta esencial de la sociedad moderna. Esto se debe a que, cada día, millones de personas suelen utilizar sus plataformas para buscar información, establecer relaciones sociales, por motivos académicos, profesionales o por diversión (Puerta-Cortés et al., 2012). Actualmente, nos encontramos en la era de la información, por lo que el avance de la tecnología ha provocado que internet se convierta en un medio de comuni-

cación en creciente uso, principalmente, en la población adolescente (Matalinares et al., 2014).

Según el reporte de *We are Social* (2019), en el Perú, entre los años 2018 y 2019, el uso diario de internet se incrementó en 9.1%, lo cual indica que el 70.4% de la población peruana hace uso de este servicio. Así también, según el sexo, se visualiza un incremento en el acceso diario a internet en mujeres (de 61.8% a 71%) y varones (de 60.9% a 69.8%) (Instituto Nacional de

Correspondencia:

Eduardo Manzanares-Medina.
Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas.
Prolongación Primavera 2390, Monterrico, Santiago de Surco, Lima, Perú.
E.mail: pcpcsemam@upc.edu.pe .

Estadística e Informática [INEI], 2018). Asimismo, respecto a la población adolescente, en el año 2017, el 16.2% presentaba riesgo de una conducta adictiva hacia internet y el 9.4% de estos reportaba problemas significativos debido a su uso. Este porcentaje, está por encima de países como Alemania, Grecia y Polonia, y sólo es sobrepasado por España (21.3%, Fundación MAPFRE, 2016).

En la revisión realizada por Camelo et al. (2013), se describe que los adolescentes peruanos más vulnerables a desarrollar conductas adictivas son escolares y/o estudiantes universitarios por el alcance que tienen a las tecnologías digitales (celulares, laptops y tablets). Además, suelen utilizar el internet para actividades de entretenimiento (juegos virtuales, mirar películas, etc.) y comunicarse a través de las redes sociales (Fondos de las Naciones Unidas para la Infancia [UNICEF], 2019). Principalmente, el juego es la actividad de mayor interés al conectarse a las plataformas on-line (Camelo et al., 2013).

De acuerdo con UNICEF (2017), el grupo de edad más conectado oscila entre 15 y 24 años. Para autores como Sawyer et al. (2018), la adolescencia se da entre los 10-24 años, siendo este rango de edad el que se alinea estrechamente con los patrones contemporáneos de crecimiento de esta etapa y la comprensión popular de la misma.

De esta forma, se han encontrado estadísticas que evidencian que los adolescentes pasan varias horas conectados a la red. Frente a esto, se puede señalar que el consumo excesivo de horas en internet es un problema social que aún no se ha incluido dentro de la sección de *Trastornos de Adicciones conductuales*, en el DSM-V. Sin embargo, ha sido tipificado en la sección III, *Condiciones para más estudios en el futuro*, bajo el nombre Internet gaming disorder (Cía, 2018).

Es importante señalar que los adolescentes conforman un sector de la población que se encuentra más expuestos a desarrollar conductas adictivas (Cía, 2018). Esto se puede explicar considerando factores internos y externos. Con relación a los internos, en esta etapa, las conductas de riesgo son una de las características más resaltantes, puesto que presentan dificultades para reconocer adicciones y tienen la necesidad de experimentar emociones nuevas. A lo anterior, se suma que, aún se encuentran desarrollando la capacidad para discernir lo que conviene hacer (Castellana Rosell et al., 2007; Güemes-Hidalgo et al., 2017). Por su parte, respecto a los factores externos, un estudio realizado por Aponte Rueda et al. (2017), indican que los adolescentes están expuestos a presentar adicción a internet cuando existe una disfuncionalidad familiar, en la cual prevalecen bajos niveles de cohesión, armonía y afectividad. Matalí et al. (2015) resaltan que la poca supervisión parental y los modelos de rol paterno relacionado al uso desadaptativo de las plataformas virtuales, conlleva a que el adolescente realice un uso poco responsable y excesivo propiciando una conducta adictiva.

La conducta adictiva a plataformas virtuales es un constructo que aún no ha sido definido en su totalidad. Por lo cual, para poder conceptualizarlo se parte del DSM-V y una serie de investigaciones sobre instrumentos de evaluación y variables psicológicas asociadas. Al respecto, Peris et al. (2018) describen las conductas adictivas a las Redes Sociales e Internet (RSI) considerando cuatro factores: el primero, síntoma-adicción, indica los criterios adictivos relacionados a la tecnología online. El segundo, uso social, se centra en las relaciones sociales virtuales que entabla la persona. El tercero, rasgos frikis,

refiere al tiempo excesivo que se emplea en páginas eróticas o pornográficas, juegos virtuales de rol, así como a grupos de interés en específico. El cuarto nomofobia, hace referencia a la ansiedad o miedo excesivo por el uso del teléfono móvil.

A pesar de la existencia de instrumentos que evalúan las conductas adictivas a redes sociales, estas son descritas bajo criterios del DSM-IV-TR, el cual no incluye las adicciones no relacionadas al consumo de sustancias. Asimismo, la mayoría de instrumentos solo evalúan de forma independiente la adicción al internet o a las redes sociales. Por ejemplo, en el Perú, se identifica el cuestionario de Adicción a Redes Sociales (ARS, Escurra & Salas, 2014), elaborado con base en los criterios del DSM-IV-TR y que analiza solo la adicción a las redes sociales.

En ese sentido, Peris et al. (2018) elaboraron un instrumento para evaluar las conductas adictivas y lo denominaron Escala de Riesgo Adicción-Adolescente a las Redes Sociales e Internet (ERA-RSI). Este instrumento cuenta con 29 ítems agrupados en los cuatro factores mencionados anteriormente. Para la evidencia de validez basada en la estructura interna, Peris et al. (2018) realizaron un análisis factorial exploratorio obteniendo cuatro factores, explicando de manera conjunta el 46.48% de varianza total. Asimismo, realizaron una validez convergente y divergente entre la ERA-RSI y diversas variables psicológicas. Los autores obtuvieron como resultado correlaciones positivas entre la ERA-RSI y neuroticismo ($r = .33$), extraversión ($r = .16$), desinhibición ($r = .29$), narcisismo ($r = .24$), ansiedad social ($r = .18$) y estilo de apego ansioso ($r = .19$). También, evidenciaron correlaciones negativas con autoestima general ($r = -.18$) y apego seguro ($r = -.94$).

Para proporcionar la fiabilidad del instrumento, Peris et al. (2018) realizaron un análisis de consistencia interna y estabilidad temporal. En el primer análisis, obtuvieron los resultados del coeficiente alfa con un valor de .90 para toda la escala y entre .72 y .82 para las dimensiones. En cuanto al análisis de estabilidad temporal, obtuvieron coeficientes de correlación muy elevados en el test-retest. Estos datos oscilan entre $r = .76$ y $r = .88$ en la escala total y en las dimensiones de la escala entre $r = .79$ y $r = .88$. Finalmente, Peris et al. (2018) reportaron en el mismo estudio diferencias estadísticamente significativas en las dimensiones de Síntoma-adicción, Uso social y Nomofobia a favor de las mujeres, mientras que en Rasgos frikis se encontraron mayores puntuaciones a favor de los hombres. Además, los autores realizaron un análisis comparativo según dos rangos de edad (12 a 14 y 15 a 17) en donde se encontraron diferencias estadísticamente significativas en todas las dimensiones a favor del grupo de menor edad, a excepción de Rasgos frikis donde no se hallaron diferencias. Cabe mencionar que previo a dichos análisis comparativos no se encontró una evidencia previa de algún análisis que evidenciara la invarianza factorial según sexo y edad.

Si bien es cierto, existen instrumentos que miden el uso problemático de internet (EUPI-a, Rial Boubeta et al., 2015), adicción al internet (TAI, Matalinares et al., 2014; Young, 1988) o adicción a las redes sociales (ARS, Escurra & Salas., 2014). No obstante, lo miden de manera independiente (adicción a las redes sociales o internet) o bajo criterios diagnósticos que no se encuentran vigentes.

En ese sentido, el instrumento ERA-RSI presenta como principal ventaja que su elaboración tiene como base los criterios del DSM-V. Además, en el estudio inicial (Peris et al.,

2018), se ha reportado una alta consistencia interna y evidencias de su estructura factorial desde una perspectiva exploratoria. De esta forma, se considera relevante estudiar las propiedades psicométricas de este instrumento en el contexto peruano, pues a nivel nacional, únicamente se encontró un estudio en el que se utilizó la escala ERA-RSI, en el que se brindó la confiabilidad en una muestra piloto, más no en una muestra amplia como parte de una adaptación previa (Martínez-Carrillo, 2020). La validación de la ERA-RSI en nuestro contexto permitirá disponer de un instrumento con evidencias de validez y confiabilidad para evaluar las conductas adictivas a las RSI. A partir de ello, esta escala se puede usar como una medida de prevención o alerta, ya que registra, específicamente, aquellas conductas que pueden predisponer al sujeto a desarrollar una adicción a las redes sociales y al internet. Además, al ser un instrumento que puede usarse para determinar las conductas adictivas y las conductas normales (no adictivas), favorece a que pueda aplicarse en distintos ámbitos, tanto clínicos, educativos y de investigación.

Por lo tanto, el presente estudio tiene como objetivo analizar las propiedades psicométricas de la ERA-RSI en estudiantes de Lima Metropolitana. En específico, se busca analizar las evidencias de validez basada en la estructura interna e invarianza de medición según nivel educativo (escolares y universitarios) y sexo; así como, la validez convergente con la ARS. Cabe mencionar que, se seleccionó este instrumento debido a que mide un constructo similar y porque se tomó como criterio emplear una medida ya validada previamente en universitarios en el contexto peruano (Escurrea & Salas, 2014). A su vez, el ARS ha sido adaptado en un contexto mexicano con muestra de adolescentes (González Alcántara et al., 2021), lo cual demuestra su utilidad en la población objetiva del presente estudio. Finalmente, se pretende estimar la confiabilidad por consistencia interna. Las hipótesis de investigación sostienen que (1) el instrumento ERA-RSI presentará un adecuado ajuste para la estructura factorial original (Peris et al., 2018), así como (2) invarianza por nivel de instrucción y sexo. Además, (3) se espera encontrar correlaciones positivas y significativas con las dimensiones del ARS. Y, finalmente, (4) se plantea que la confiabilidad estimada brindará adecuadas evidencias de la consistencia interna de la ERA-RSI.

Método

Participantes

La muestra total del estudio estuvo conformada por 755 estudiantes (52.2% mujeres) con edades entre los 13 y 24 años ($M = 17$, $DT = 2.93$) de los cuales el 66.2% fueron escolares y el 33.8% universitarios. La submuestra de escolares estuvo conformada por 500 estudiantes (51% hombres) de educación secundaria de tercero (19.8%), cuarto (34.8%) y quinto año (45.4%), cuyas edades estuvieron comprendidas entre los 13 y 18 años ($M = 15$; $DT = 0.91$). La submuestra de universitarios estuvo conformada por 255 estudiantes universitarios (58.4% mujeres), cuyas edades estuvieron comprendidas entre los 17 y 24 años ($M = 20$; $DT = 1.52$). En cuanto al año de estudios, 9.4% corresponde al primer año, 13.7% a segundo año, 14.5% a tercer año, 20% a cuarto año, 29.1% a quinto año y 13.3% a sexto año.

Los participantes fueron seleccionados a través de un muestreo no probabilístico por conveniencia. Respecto al cálculo del tamaño de la muestra, Lloret-Segura et al. (2014) recomiendan utilizar un tamaño muestral mínimo de 200 participantes o más, puesto que es suficiente para la mayor parte de los análisis descriptivos y psicométricos de los ítems.

Instrumentos

Escala de Riesgo de adicción adolescente al internet y redes sociales (ERA-RSI, Peris et al., 2018). El instrumento está conformado por 29 ítems, divididos en cuatro factores: (1) *Síntoma adicción* (ítems del 1 al 9), (2) *Uso social* (ítems del 10 al 17), (3) *Rasgos frikis* (ítems del 18 al 23), y (4) *Nomofobia* (ítems del 24 al 29). En cuanto a la escala de respuesta, las puntuaciones oscilan entre 1 (*Nunca o casi nunca*) y 4 (*Muchas veces o siempre*).

Cuestionario de Adicción a Redes Sociales (ARS, Escurrea & Salas, 2014). El instrumento cuenta con 24 ítems, divididos en tres factores: (1) obsesión por las redes sociales, (2) falta de control personal en el uso de las redes sociales y (3) uso excesivo de las redes sociales. Respecto a la valoración de los ítems, se aplicó el sistema de cinco puntos, desde 0 (*nunca*) hasta 4 (*siempre*). Para la evidencia de validez se realizó un análisis factorial exploratorio, en el cual se obtuvieron 3 dimensiones con un 57.49% de varianza total. En cuanto a la confiabilidad, permitió apreciar coeficientes alfa elevados, los cuales oscilan entre .88 y .92.

Procedimiento

Primero, se solicitó y obtuvo el permiso de los autores para el uso de los instrumentos ERA-RSI y ARS. Después, se realizó una adaptación lingüística de la ERA-RSI, en la cual se cambió la palabra "móvil" por el término "celular", para mayor entendimiento en el contexto peruano; modificándose 10 de los 29 ítems (ver Apéndice A). A partir de lo anterior, se procedió a consultar a nueve expertos (cuatro especialistas en adicciones, dos psicólogos del ámbito clínico y tres especialistas en temas metodológicos) quienes evaluaron la claridad, coherencia y relevancia de los ítems. A continuación, se examinó el índice de acuerdo de los jueces mediante la *V* de Aiken. En consecuencia, todos los ítems obtuvieron un aceptable grado de acuerdo en los criterios evaluados por los jueces ($V > .70$, Merino & Livia, 2009).

Siguiendo con el proceso, se contactó con autoridades de dos colegios (público y privado) de Lima Metropolitana, quienes dieron acceso y autorización para iniciar la recolección de datos. Inicialmente, se realizó una prueba piloto con 30 estudiantes de ambos colegios para evaluar la comprensión de los ítems y del cual no se detectaron mayores inconvenientes. Después, se procedió a la aplicación de la ficha sociodemográfica y los instrumentos. En el caso de los escolares la aplicación se realizó de manera presencial en las aulas. Mientras que con los estudiantes universitarios se realizó de manera virtual mediante un formulario de *Google*, el cual fue compartido a través de redes sociales.

Antes del inicio de la aplicación en la muestra escolar, se solicitó a los padres de los participantes, firmar un consentimiento informado además de ser informados de la aplicación

por las autoridades del colegio. Posteriormente, se les detalló a los participantes el objetivo de la investigación, así como la confidencialidad de la información. Todos los evaluados participaron voluntariamente al dar su aceptación en el formato de asentimiento informado. De esta manera, se respetaron los lineamientos éticos propuestos y establecidos según el Colegio de Psicólogos del Perú (2017) y la Asociación Americana de Psicología (2017).

Análisis de datos

Los datos recolectados fueron organizados en una base de datos, siendo consideradas únicamente aquellas aplicaciones que tuvieron todas las respuestas completas en los cuestionarios. Se emplearon los programas jamovi v. 1.1.19 y las librerías *lavaan* y *semTools* en el entorno RStudio. En primer lugar, se realizó un análisis descriptivo y de homogeneidad de los ítems. Seguidamente, se realizó el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), del cual se tomó la decisión de hacer uso de la matriz de correlaciones policóricas y el estimador WLSMV, debido al carácter ordinal de las variables y por ser un método robusto ante posibles violaciones al supuesto de normalidad (DiStefano & Morgan, 2014; Jackson et al., 2009). Para evaluar el ajuste del modelo del AFC, se evaluaron los siguientes índices de ajuste con sus criterios mínimos aceptables: (1) razón chi cuadrado entre grados de libertad ($\chi^2/gf < 3$, Ruiz et al., 2010), (2) CFI y TLI ($> .90$, Keith, 2015) y (3) RMSEA y SRMR ($< .08$, Keith, 2015).

Además, se procedió a evaluar la invarianza factorial (IF) de la ERA-RSI, según grado de instrucción y sexo, en cuatro niveles (Wu & Estabrook, 2016): (a) la invarianza configuracional, donde se verifica si las puntuaciones están representadas por la misma cantidad de factores latentes; (b) la invarianza métrica, que verifica la igualdad de cargas factoriales entre los grupos; (c) la invarianza fuerte (escalar), que implica que el intercepto o umbral es equivalente tanto para escolares como universitarios; y (d) invarianza estricta, donde se asume la igualdad de los residuales en ambos grupos. Para la comparación de la invarianza de umbrales, métrica, fuerte y estricta se tomó como referencia que las diferencias en el ΔCFI y ΔTLI no sean mayores a .01 (Cheung & Rensvold, 2002) y que las diferencias en el $\Delta RMSEA$ no sean mayores a .015 (Chen, 2007). Cabe mencionar que para este análisis se empleó el mismo estimador que para el AFC (WLSMV). Corroborada la invarianza, se procedió a realizar un análisis comparativo mediante la prueba *t* de Student y se analizó el tamaño del efecto mediante la *d* de Cohen (1988) bajo los siguientes criterios: .20 a .49 (pequeña), .50 a .79 (moderada) y .80 a más (grande).

En tercer lugar, se estimó la confiabilidad por consistencia interna utilizando el coeficiente omega, considerando adecuados a los valores mayores a .65 (Katz, 2006 como se citó en Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). Finalmente, se reportaron evidencias de validez convergente a través del coeficiente de correlación *r* Pearson entre el ARS y ERA-RSI. En este punto, se hizo uso de los criterios referidos por Cohen (1988) para determinar la magnitud del efecto, donde: .10 a .29 (bajo), .30 a .49 (moderado) y .50 a más (alto).

Resultados

Análisis descriptivo y de homogeneidad de los ítems

En la Tabla 1 se presentan las medidas de tendencia central, variabilidad y posición de los ítems de la ERA-RSI. En general, la media aritmética revela que el ítem 11 presenta el valor más alto, mientras que el ítem 16 presenta el valor más bajo. Por otra parte, la desviación estándar más alta es la que presenta el ítem 18, con valores mayores a uno; y casi la totalidad de los ítems, a excepción del 1, 4 y 11, poseen asimetría positiva, lo que revela una tendencia hacia puntuaciones bajas. Aunque en los ítems 8, 16, 21, 22, 23, 26 y 29 la asimetría positiva es más marcada ($g^1 > 1$). En cuanto a la curtosis de los 8, 16, 22 y 23 presenta una menor concentración de datos alrededor del centro de su distribución ($g^2 > 1$). Finalmente, en cuanto a la

Tabla 1. Estadísticos descriptivos y homogeneidad de los ítems de la ERA-RSI de la muestra total

Ítem	Min	Max	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>g1</i>	<i>g2</i>	<i>ritc</i>
1	1	4	2.84	0.94	-0.25	-0.98	.43
2	1	4	2.45	0.80	0.31	-0.39	.44
3	1	4	1.93	0.87	0.69	-0.23	.46
4	1	4	2.71	0.91	-0.12	-0.86	.43
5	1	4	2.17	0.85	0.47	-0.29	.46
6	1	4	2.52	0.93	0.03	-0.88	.47
7	1	4	1.76	0.88	0.95	0.06	.39
8	1	4	1.54	0.80	1.42	1.33	.48
9	1	4	2.05	0.91	0.55	-0.51	.41
10	1	4	2.01	0.80	0.66	0.22	.52
11	1	4	3.24	0.78	-0.64	-0.54	.41
12	1	4	2.14	0.87	0.53	-0.29	.62
13	1	4	2.18	0.84	0.45	-0.27	.61
14	1	4	2.16	0.89	0.45	-0.47	.51
15	1	4	2.20	0.80	0.46	-0.08	.47
16	1	4	1.32	0.61	1.97	3.73	.32
17	1	4	2.23	0.83	0.33	-0.37	.42
18	1	4	2.23	1.07	0.31	-1.18	.36
19	1	4	2.14	0.89	0.44	-0.50	.42
20	1	4	1.78	0.79	0.88	0.38	.48
21	1	4	1.63	0.84	1.29	0.94	.66
22	1	4	1.39	0.77	2.02	3.31	.61
23	1	4	1.54	0.80	1.40	1.12	.61
24	1	4	2.34	0.89	0.15	-0.72	.45
25	1	4	1.96	0.87	0.61	-0.36	.41
26	1	4	1.71	0.85	1.06	0.41	.67
27	1	4	2.05	0.94	0.61	-0.50	.57
28	1	4	2.00	0.88	0.61	-0.29	.60
29	1	4	1.65	0.86	1.23	0.68	.63

Nota: *g1* = asimetría; *g2* = curtosis; *ritc* = correlación ítem test corregida

homogeneidad de los ítems los resultados indican coeficientes dentro de lo aceptable (*ritc* > .20).

Evidencias de validez basada en la estructura interna

Como parte del AFC, se estimó un primer modelo respetando la estructura original de la escala (Peris et al., 2018). Los resultados del modelo arrojaron índices de ajuste que no cumplieron con los valores esperados ($\chi^2 / gf = 5.01$, CFI = .86, TLI = .85, RMSEA = .073 [.070, .076], SRMR = .071). Por lo tanto, a partir del modelo original, se realizaron ajustes tomando

en cuenta los índices de modificación y se especificaron los siguientes cambios: (1) el ítem 9 pasó de la dimensión Síntoma adicción a la dimensión Uso social, pues dicho cambio disminuía el estadístico chi-cuadrado ($MI = 396.17$); y (2) se eliminó el ítem 18 por presentar una carga factorial baja en comparación a los demás ($\lambda < .40$). En este sentido, los índices del modelo reespecificado mostraron mejoras en los índices de ajuste ($\chi^2 / gl = 3.81$, CFI = .91, TLI = .90, RMSEA = .061 [.058, .065], SRMR = .061). A partir de estas últimas modificaciones, las cargas factoriales estandarizadas presentaron valores aceptables que oscilaron entre .46 y .87 (ver Tabla 2). Finalmente, se obtuvieron las siguientes correlaciones entre los cuatro factores: Síntoma adicción-Uso social ($r = .69$), Síntoma adicción-Rasgos frikis ($r = .66$), Síntoma adicción-Nomofobia ($r = .85$), Uso social-Rasgos frikis ($r = .57$), Uso social-Nomofobia ($r = .65$) y Rasgos frikis-Nomofobia ($r = .64$).

Tabla 2. Cargas factoriales estandarizadas de la ERA-RSI

Ítem	Factores				ritc
	Síntoma adicción	Uso social	Rasgos Frikis	Nomofobia	
8	.72 (.68)				.64
3	.63 (.59)				.61
7	.58 (.55)				.55
6	.56 (.53)				.57
5	.55 (.52)				.58
2	.53 (.51)				.61
4	.51 (.49)				.45
1	.46 (.44)				.43
9	(.69)	.76			.69
12		.76 (.75)			.72
10		.74 (.72)			.67
14		.71 (.70)			.60
13		.70 (.69)			.73
11		.55 (.54)			.35
15		.53 (.52)			.63
17		.50 (.49)			.60
16		.49 (.48)			.37
22			.87 (.87)		.74
23			.87 (.87)		.74
21			.77 (.78)		.76
20			.71 (.71)		.57
19			.50 (.52)		.55
18			(.36)		-
26				.84 (.84)	.77
29				.79 (.79)	.75
28				.74 (.74)	.74
27				.71 (.71)	.72
24				.58 (.58)	.60
25				.52 (.52)	.60

Nota: Entre paréntesis se encuentran los pesos factoriales obtenidos al realizar el AFC con el modelo original de la ERA-RSI.

Una vez identificada la estructura factorial de la ERA-RSI, se exploró progresivamente la invarianza según nivel educativo de los participantes (ver Tabla 3). Primero, se examinó el ajuste del modelo sin restricciones en ambos subgrupos (escolares y universitarios), donde se obtuvieron índices muy cercanos y dentro de lo aceptable. Posteriormente, se analizó la invarianza configuracional (M1), donde se encontraron índices de ajuste

óptimos, lo que indica que el M1 puede ser un modelo referencial sobre el cual se pueden establecer restricciones en los modelos M2, M3, M4. Seguidamente se identificó la invarianza métrica (M2), delimitada como M1 con restricciones en las cargas factoriales y en donde también los valores y cambios en los índices de ajuste resultaron adecuados, lo que implica la equivalencia de las cargas factoriales. Luego, se verificó la invarianza escalar (interceptos, M3), en donde igualmente los valores y cambios en los índices de ajuste estuvieron dentro de lo permitido, y hace posible comparar las medias latentes entre los subgrupos. Finalmente, se analizó la invarianza estricta (M4), en donde los valores y cambios en los índices no resultaron dentro de lo esperado (ΔCFI y $\Delta TLI > .10$), por lo que se puede concluir que los residuales no son equivalente entre los subgrupos. Por otra parte, en cuanto al análisis de invarianza según sexo se puede apreciar (ver Tabla 4) que los cambios en los índices de ajuste fueron menores al valor máximo esperado (ΔCFI , ΔTLI y $\Delta RMSEA < .10$) en los cuatro niveles analizados, por lo que se ha demostrado que las cargas factoriales, media latentes y residuales son equivalentes entre hombres y mujeres.

Tabla 3. Invarianza factorial de la ERA-RSI según grado de instrucción

Modelo	χ^2 (gl)	$\Delta\chi^2$ (Δgl)	CFI	ΔCFI	TLI	ΔTLI	RMSEA	$\Delta RMSEA$
							[IC 90 %]	
Escolares	789.29 (344)	-	.907	-	.898	-	.051 _[.046,.056]	-
Universitarios	980.46 (344)	-	.926	-	.918	-	.085 _[.079,.092]	-
M1	1759.63 (688)	-	.921	-	.917	-	.064	-
M2	1972.36 (740)	212.73 -52	.911	-.010	.909	-.008	.067	.003
M3	2078.65 (764)	106.29 -24	.905	-.006	.906	-.003	.068	.001
M4	2365.27 (792)	286.62 -28	.888	-.017	.892	-.015	.073	.005

Nota: M1 = invarianza configuracional, M2 = invarianza métrica; M3 = invarianza escalar; M4 = invarianza estricta

Tabla 4. Invarianza factorial de la ERA-RSI según sexo

Modelo	χ^2 (gl)	$\Delta\chi^2$ (Δgl)	CFI	ΔCFI	TLI	ΔTLI	RMSEA	$\Delta RMSEA$
							[IC 90 %]	
Hombres	826.44 (344)	-	.911	-	.902	-	.062 _[.057,.068]	-
Mujeres	825.64 (344)	-	.916	-	.908	-	.060 _[.054,.065]	-
M1	1603.39 (688)	-	.916	-	.907	-	.059	-
M2	1668.45 (740)	65.06 -52	.915	-.001	.913	.006	.058	-.001
M3	1773.07 (764)	104.62 -24	.907	-.008	.908	-.005	.059	.001
M4	1743.37 (792)	-29.7 -28	.913	.006	.916	.008	.056	-.003

Nota: M1 = invarianza configuracional, M2 = invarianza métrica; M3 = invarianza escalar; M4 = invarianza estricta

Al realizarse los resultados comparativos se encontró en primer lugar que, según el nivel de instrucción, se encontraron diferencias estadísticamente significativas en los cuatro facto-

Tabla 5. Estadísticos descriptivos y comparaciones según nivel de instrucción y sexo de las dimensiones de la ERA-RSI

Factor	Escolares		Universitarios		t	d	Hombres		Mujeres		t	d
	M	DT	M	DT			M	DT	M	DT		
SA	2.17	0.48	2.39	0.58	-5.56***	-.428	2.27	0.55	2.22	0.50	1.39	.101
US	2.13	0.51	2.25	0.54	-3**	-.231	2.16	0.54	2.18	0.51	-0.72	-.052
RF	1.56	0.49	1.95	0.71	-8.81***	-.678	1.86	0.63	1.55	0.53	7.32***	.534
NO	1.87	0.55	2.12	0.72	-5.39***	-.415	2	0.64	1.91	0.60	1.92	.140

Nota: SA = Síntoma-adicción; US = Uso social; RF = Rasgos frikis; NO = Nomofobia.
** $p < .01$, *** $p < .001$

res a favor del grupo de universitarios, aunque solamente en el factor de Rasgos frikis se hallaron diferencias moderadas, en los demás casos fueron pequeñas (ver Tabla 5). En cuanto al análisis de las diferencias según sexo, únicamente se hallaron diferencias en la dimensión de Rasgos frikis a favor del grupo de hombres con un tamaño del efecto moderado (ver Tabla 5).

Confiabilidad por consistencia interna

A partir del análisis de consistencia interna, se evidencia en la Tabla 6 que en la muestra total los coeficientes de confiabilidad han superado el valor de .80 a excepción de la dimensión de Síntoma de adicción. Al comparar los valores de confiabilidad calculados para la muestra de escolares y universitarios, se aprecia que en el primer grupo los valores, en las dimensiones de Síntoma adicción, Rasgos frikis y Nomofobia, son más bajos en comparación al otro grupo; aunque están dentro de lo mínimo aceptable ($>.65$). Finalmente, en cuanto a los valores

Tabla 6. Coeficientes de consistencia interna de la ERA-RSI

Dimensión	ω				
	Escolares (n=500)	Universitarios (n=255)	Hombres (n=361)	Mujeres (n=394)	Total (N=755)
Síntoma adicción	.67	.84	.77	.72	.74
Uso social	.81	.88	.85	.81	.83
Rasgos frikis	.69	.87	.80	.79	.80
Nomofobia	.73	.89	.82	.80	.81

de confiabilidad entre hombres y mujeres se aprecian que son muy parecidos y en todos los casos han sido mayores a .70.

Evidencias de validez basadas en relaciones con otras variables

Como parte de las evidencias de validez convergente (ver Tabla 7), se encontró que las correlaciones realizadas entre las dimensiones del cuestionario ERA-RSI y ARS, en la muestra universitaria, reportaron correlaciones positivas y estadísticamente significativas, con una magnitud fuerte ($r > .50$, Cohen, 1988) en todos los casos. A diferencia de la muestra escolar en donde, si bien se encontraron correlaciones positivas y estadísticamente significativas, las magnitudes fueron entre moderadas y fuertes, a excepción de la dimensión Rasgos frikis que presentó correlaciones débiles con las dimensiones del ARS.

Tabla 7. Matriz de correlaciones entre las dimensiones de la ERA-RSI y ARS

Dimensión	1	2	3	4	5	6	7
1. ORS	-	.72***	.78***	.54***	.48***	.24***	.57***
2. FCPURS	.86***	-	.75***	.50***	.46***	.24***	.45***
3. UERS	.86***	.87***	-	.60***	.56***	.25***	.54***
4. Síntoma adicción	.76***	.76***	.77***	-	.45***	.30***	.51***
5. Uso social	.68***	.69***	.67***	.69***	-	.28***	.43***
6. Rasgos frikis	.65***	.60***	.59***	.68***	.67***	-	.34***
7. Nomofobia	.78***	.74***	.77***	.79***	.64***	.68***	-

Nota: Las correlaciones presentadas en la diagonal inferior corresponden a la muestra de universitarios ($n = 255$) y la diagonal superior a la muestra de escolares ($n = 500$). ORS = Obsesión por las Redes Sociales; FCPURS = Falta de Control Personal en el Uso de las Redes Sociales; UERS = Uso Excesivo de las Redes Sociales.
*** $p < .001$

Discusión

El objetivo del estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la ERA-RSI en adolescentes de Lima Metropolitana. En específico, se buscó analizar las evidencias de validez basada en la estructura interna y la relación con otras variables; así como, la confiabilidad por consistencia interna e invarianza factorial según nivel educativo.

En general los resultados del AFC, como parte de la evidencia de validez basada en la estructura interna, confirmó la estructura original de cuatro factores (Peris et al., 2018) con índices de ajuste dentro de lo aceptable. Las dimensiones de la ERA-RSI, síntoma-adicción, uso social, rasgos frikis y nomofobia, demuestran una integración de los aspectos de la adicción a las RSI y brindan información sobre conductas adictivas que pueden presentar los adolescentes. Recientes investigaciones señalan que la adicción al internet tiene que ver con el uso excesivo asociado con la pérdida del sentido del tiempo; sentimientos de enojo, tensión cuando no se tiene acceso al equipo; así como la necesidad de más horas de uso (Rojas-Jara et al., 2018). Asimismo, se ha demostrado que la adicción a las redes sociales está relacionada con el uso problemático del celular (Jasso Medrano et al., 2017). Lo expuesto, evidencia el constructo elaborado por Peris et al. (2018), el cual refiere que la adicción a RSI parte de cuatro formas de riesgo de adicción adolescente que se vinculan con las dimensiones descritas.

Sin embargo, cabe mencionar, ciertas reespecificaciones que se hicieron al modelo original como el cambio del ítem 9 ("Actualizo mi estado [de redes sociales]") que pasó del factor

Síntomas de adicción al factor de Uso social; y a la eliminación del ítem 18 (“Jugar a juegos virtuales y/o de rol”). En el caso del ítem 9, el cambio es pertinente ya que el fraseo hace referencia a una conducta propia de la interacción social en redes y no tanto a un síntoma propenso a la adicción. La diferencia en este caso puede deberse a aspectos relacionados al método de rotación del AFE empleado en el estudio de Peris et al. (2018), aunque en el estudio no se precisa qué método específico se empleó. En cuanto a la eliminación del ítem 18, podría estar relacionado en primer lugar a que no es una conducta representativa de la muestra, pues en los datos recolectados en la ficha sociodemográfica se encontró que casi la mitad de la muestra (49%) reportó no conectarse a juegos online. Además, los ítems de la dimensión Rasgos frikis, en su mayoría, hacen referencia a aspectos relacionados a conductas en línea de índole sexual por lo que el ítem 18 no estaría encajando temáticamente con los demás. Finalmente, hay evidencia que sostiene que la adicción al internet y a los videojuegos, aunque pueden estar vinculadas, no hace referencia a un mismo fenómeno (Griffiths y Pontes, 2014).

También, los resultados muestran la presencia de invarianza factorial con respecto al nivel educativo sobre la versión adaptada de la ERA-RSI. En primer lugar, la presencia de invarianza configuracional implica que el modelo de cuatro factores es válido para escolares y universitarios. En este sentido, en ambos niveles se presentan las mismas dimensiones de riesgo de adicción al responder la ERA-RSI. Asimismo, con respecto a la invarianza métrica, los resultados del presente estudio indican que las cargas factoriales de los ítems en los factores son iguales en ambos grupos (Lievens et al., 2007), lo que permite concluir que tanto escolares como universitarios otorgan la misma importancia a todos los ítems. Además, la presencia de una invarianza escalar indica que los adolescentes pueden obtener puntuaciones de riesgo de adicción similares independientemente de su nivel educativo. Y, finalmente, la ausencia de una invarianza estricta demuestra la falta equivalencia en la variación del error de los ítems para ambos grupos, lo cual permite sugerir una revisión de las varianzas de error en cada ítem y así liberar parámetros de error a modo de una invarianza parcial (Millsap & Kwok, 2004). El segundo análisis de invarianza mostró equivalencia por sexo para la versión adaptada del ERA-RSI. En este caso, el instrumento alcanzó un grado de invarianza estricta, lo que indica que su estructura factorial se mantiene cuando se discrimina entre sexos; y son factibles las comparaciones entre las puntuaciones obtenidas según sexo, además de que se ha demostrado la equivalencia entre residuales (Putnick & Bornstein, 2016).

A partir de las comparaciones entre grupos, por un lado, se encontró que los universitarios presentaron mayor riesgo de adicción a las RSI que los escolares. Existe evidencia de una prevalencia de adicción al internet que llega a un 31% en universitarios (Mboya et al., 2020), en contraste con población de escolares que llega a un 16.5% (Vieira et al., 2020). Estudios citados en Fernández-Villa (2015) reportaron que son los estudiantes universitarios quienes conforman el grupo más susceptible de sufrir una pérdida de autocontrol respecto al uso del Internet. Una de sus características más relevantes es que tienen la necesidad de estar conectados, siendo una actitud pasiva que los relaje (Garrote-Rojas et al., 2018). Además, comparado con muestras de escolares, se ha verificado que el con-

trol parental es un elemento presente en este grupo que puede reducir el riesgo de este tipo de conducta adictiva al internet (Vieira et al., 2020).

Por otro lado, se encontraron diferencias según el género en la dimensión Rasgos Frikis. Los resultados reportaron que el género masculino evidenció puntuaciones altas en dicha dimensión. Fernández-Villa et al., (2015) mencionan que, los hombres usan en mayor magnitud el internet principalmente para actividades relacionadas a los juegos online, compras, mientras que las mujeres a la socialización a través de chats y redes sociales. Asimismo, una investigación realizada por Robito y Beltramini (2011) refiere que, la totalidad de hombres participantes en su estudio han visto alguna vez pornografía a diferencia de las mujeres, quienes solo puntuaron un 67%. De esta manera, se evidencia una mayor predominancia en comportamientos relacionados a la dimensión Rasgos Frikis en los hombres que en las mujeres.

La fuente de evidencia de validez basada en la relación con otras variables muestra que existe una relación positiva y estadísticamente significativa entre las dimensiones de la ERA-RSI y el ARS, lo cual permite corroborar la hipótesis de convergencia entre ambas escalas. La obtención de correlaciones entre moderadas y altas también permite reforzar la relación convergente entre ambos instrumentos. No obstante, se evidenció un tamaño del efecto pequeño en las correlaciones de la dimensión rasgos frikis en la muestra de escolares. Esto puede deberse a que, si bien durante etapas tempranas de la adolescencia puede iniciarse un consumo ocasional de contenido pornográfico o conductas sexuales en internet, el consumo puede ser mayor en edades más avanzadas de la adolescencia (Merlyn et al., 2020).

Asimismo, se encontró puntuaciones de confiabilidad que se interpretan como aceptables y que también fue reportado en el estudio original (Peris et al., 2018). Para ello, se tomó la decisión de utilizar el coeficiente omega, y no el coeficiente alfa de Cronbach como se usó en el estudio original, puesto que este trabaja con cargas factoriales que permiten cálculos más estables y refleja el verdadero nivel de fiabilidad (Ventura-León y Caycho-Rodríguez, 2017). Otro criterio que se tuvo en cuenta fue que las cargas factoriales reportan valores diferentes en la muestra total (ver tabla 2), no evidenciándose el cumplimiento de la tau-equivalencia requerida para el uso del coeficiente alfa (Viladrich et al., 2017).

En el estudio se identifican algunas limitaciones. Primero, los resultados no son generalizables porque el muestreo fue de tipo no probabilístico. Por lo tanto, en futuras investigaciones se sugiere utilizar un muestreo probabilístico e incluir participantes con otras características sociodemográficas, por ejemplo, escolares y universitarios de instituciones públicas, así como, población clínica. Segundo, el AFC reveló adecuados índices de bondad de ajuste, sin embargo, la invarianza estricta no se cumplió a en el nivel de instrucción. Por lo tanto, se sugiere continuar analizando la estructura interna del instrumento colocando especial énfasis en las varianzas de error asociadas a los ítems de la ERA-RSI. Tercero, se estimó la confiabilidad por el método de consistencia interna, aunque se sugiere emplear otros métodos como el test-retest a fin de verificar la estabilidad temporal del instrumento como parte de diseños de corte longitudinal. Finalmente, la escala fue sometida a un proceso de validación haciendo uso de un cuestionario que solo mide

la adicción a las Redes Sociales. De esta manera, se recomienda hacer uso de otros instrumentos como, por ejemplo, el GPIUS2 (Gámez-Guadix et al., 2013), el cual integra el constructo de adicción al internet.

En conclusión, se dispone de un instrumento adaptado que cuenta con evidencias de validez y confiabilidad adecuadas, con el que además es factible realizar comparaciones entre grupos según nivel educativo y sexo. En ese sentido, la versión adaptada de la ERA RSI es una medida que se puede utilizar en el ámbito profesional y de investigación ampliando su uso a grupos etarios de mayor rango de edad que en el estudio original. Se destaca su potencial uso como un instrumento de screening para la identificación de estudiantes propensos a desarrollar conductas adictivas a las RSI, para lo cual es necesario trabajar para futuros estudios sobre puntos de corte que permitan obtener criterios diagnósticos sobre el riesgo de adicción. Finalmente, la versión adaptada del ERA-RSI puede utilizarse en futuros estudios que consideren identificar aquellas variables predictoras de la adicción a las RSI.

Conflicto de intereses

Los autores de este trabajo declaran que no existe conflicto de intereses.

Agradecimientos

GGM realizó la elaboración y contextualización del marco teórico y colaboró con la redacción del manuscrito. YPF revisó el manuscrito, y se encargó de la recolección y digitalización de los datos. Ambas autoras colaboraron en la aplicación de los instrumentos y el diseño de la evaluación. EMM colaboró con los análisis estadísticos, interpretación y revisión crítica de los resultados. Todos los autores aprobaron el manuscrito en su edición actual y su envío a la revista. Asimismo, agradecemos a las instituciones participantes, a su personal y a sus estudiantes por su colaboración en el presente estudio.

Referencias

- American Psychological Association (2017). *Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct*. <https://www.apa.org/ethics/code>
- Aponte Rueda, D. R., Castillo Chávez, P. & González Estrella, J. E. (2017). Prevalencia de adicción a internet y su relación con disfunción familiar en adolescentes. *Revista Clínica de Medicina de Familia*, 10(3), 179-186. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169653497004>
- Camelo, L., León, A. & Salcedo, A. (2013). Adicción al internet: Aproximación a una perspectiva latinoamericana desde una revisión bibliográfica. *Tercer Milenio*, (25), 31-38. <http://www.periodismoucn.cl/tercermilenio/adicion-a-internet-aproximacion-a-una-perspectiva-latinoamericana-desde-una-revision-bibliografica-6/>
- Castellana Rosell, M. Sánchez-Carbonell, X., Graner Jordana, C., & Beranuy Fargues, M. (2007). El adolescente ante las tecnologías de la información y la comunicación: internet, móvil y videojuegos. *Papeles del Psicólogo*, 28(3), 196-204. <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1503.pdf>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cía, A. H. (2018). 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. *Inmanencia. Revista del Hospital Interzonal General de Agudos (HIGA) Eva Perón*. 6(1), 32-37. <http://ppct.caicyt.gov.ar/index.php/inmanencia/article/view/12681/45454575757828>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. 2ªed. LEA.
- Colegio de Psicólogos del Perú (2017). *Código de ética y deontología*. http://api.cpsp.io/public/documents/codigo_de_etica_y_deontologia.pdf
- DiStefano, C., & Morgan, G. B. (2014). A comparison of diagonal weighted least squares robust estimation techniques for ordinal data. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(3), 425-438. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.915373>
- Escurre, M. & Salas, E. (2014). Construcción y Validación del cuestionario de Adicción a Redes Sociales (ARS). *Liberabit*, 20(1), 73-91. <http://www.scielo.org.pe/pdf/liber/v20n1/a07v20n1.pdf>
- Fernández-Villa, T., Alguacil Ojeda, J., Almaraz Gómez, A., Cancela Carral, J. M., Delgado-Rodríguez, M., García-Martín, M., Jiménez-Mejías, E., Llorca, J. Molina, A. J., Ortiz Moncada, R., Valero-Juan, L. F., & Martín, V. (2015). Uso problemático de internet en estudiantes universitarios: factores asociados y diferencias de género. *Adicciones*, 27(4), 265-275. <https://doi.org/10.20882/adicciones.751>
- Fondos de las Naciones Unidas para la Infancia [UNICEF]. (2017). *Niños en un mundo digital*. <https://uni.cf/3sTYth>
- Fondos de las Naciones Unidas para la Infancia [UNICEF]. (2019). *En el "Día Internacional para una Internet más segura" UNICEF exhorta al Estado, las familias y las empresas a tomar medidas para evitar el ciberacoso*. <https://uni.cf/3bTJFYC>
- Fundación MAPFRE (2016). *Tecnoadicciones: Guía para familias*. <https://bit.ly/2Jvuetd>
- Gámez-Guadix, M., Orue-Sola, I., & Calvete-Zumalde, E. (2013). Evaluation of the cognitive-behavioral model of generalized and problematic Internet use in Spanish adolescents. *Psicothema*. 25(3), 299-306. <https://doi.org/10.7334/psicothema2012.274>
- Garrote-Rojas, D., Jiménez-Fernández, S. & Gómez-Barreto, I. M. (2018). Problemas derivados del uso de internet y el teléfono móvil en estudiantes universitarios. *Formación universitaria*, 11(2), 99-108. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-50062018000200099>
- González Alcántara, K. E., Corominas Tortolero, R. & Silva, C. (2021). Valoración psicométrica del Cuestionario de Adicción a Redes Sociales (ARS) en adolescentes mexicanos. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 8(3), 26-34. <http://dx.doi.org/10.21134/rpcna.2021.08.3.3>
- Güemes-Hidalgo, M., Ceñal Gonzales-Fierro, M. J. & Hidalgo Vicario, M. I. (2017). Pubertad y adolescencia. *Revista de Formación Continuada de la Sociedad Española de Medicina de la Adolescencia*, 5(1), 7-22. <https://bit.ly/2EzJF2c>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (2018). *Aumentó significativamente el acceso a Internet de la población de 6 a 17 años mediante telefonía móvil durante el cuarto trimestre de 2017*. <https://bit.ly/2VpgaIO>
- Jackson, D. L., Gillaspay, J. A., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. *Psychological Methods*, 14(1), 6-23. <https://doi.org/10.1037/a0014694>

- Jasso Medrano, J. L., López Rosales, F. & Díaz Loving, R. (2017). Conducta adictiva a las redes sociales y su relación con el uso problemático del móvil. *Acta de investigación psicológica*, 7(3), 2832-2838. <https://doi.org/10.1016/j.aiprr.2017.11.001>
- Keith, T. Z. (2015). *Multiple Regression and Beyond: An Introduction to Multiple Regression and Structural Equation Modeling*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315749099>
- Lievens, F., Anseel, F., Harris, M. M., & Eisenberg, J. (2007). Measurement Invariance of the Pay Satisfaction Questionnaire Across Three Countries. *Educational and Psychological Measurement*, 67(6), 1042-1051. <https://doi.org/10.1177/0013164406299127>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, H., & Tomás-Marco, I. (2014). Exploratory item factor analysis: a practical guide revised and updated. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Martínez Carrillo, J. C. (2020). *Adicción a las redes sociales-internet y conductas disociales en adolescentes del distrito de Comas* (Tesis de Licenciatura). https://repositorio.ucv.edu.pe/bitstream/handle/20.500.12692/47735/Martinez_CJC-SD.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Matalí, J., García, S., Martín, M. y Pardo, M. (2015). Las nuevas tecnologías en niños y adolescentes: guía para educar saludablemente en una sociedad digital. En D. Aranda, y J. Sánchez-Navarro (Eds.), *El impacto de lo digital en la comunicación y las relaciones de los adolescentes* (pp. 113-121). Barcelona, España: Faros Sant Joan de Déu. <https://bit.ly/3uUVZRG>.
- Matalinares, M., Raymundo, O. & Baca, D. (2014). Propiedades psicométricas del Test de Adicción al Internet (TAI). *Revista Peruana de Psicología y Trabajo Social*, 3(2), 45-66.
- Mboya, I. B., Leyaro, B. J., Kongo, A., Mkombe, C., Kyando, E., & George, J. (2020). Internet addiction and associated factors among medical and allied health sciences students in northern Tanzania: a cross-sectional study. *BMC psychology*, 8(1), 1-8. <https://bmcp psychology.biomedcentral.com/articles/10.1186/s40359-020-00439-9>
- Merino, C. & Livia, J. (2009). Intervalos de confianza asimétricos para el índice la validez de contenido: Un programa Visual Basic para la V de Aiken. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 25(1), 169-171. <https://revistas.um.es/analesps/article/view/71631>
- Merlyn, M. F., Jayo, L., Ortiz, D. & Moreta-Herrera, R. (2020). ¿Sexualidad al alcance de un clic? Sobre sexualidad y tecnología en la juventud. *Ciencia América*, 9(1), 51-65. <http://dx.doi.org/10.33210/ca.v9i1.254>
- Millsap, R. E., & Kwok, O.-M. (2004). Evaluating the Impact of Partial Factorial Invariance on Selection in Two Populations. *Psychological Methods*, 9(1), 93-115. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.1.93>
- Pontes, H. M., & Griffiths, M. D. (2014). Internet addiction disorder and internet gaming disorder are not the same. *Journal of Addiction Research & Therapy*, 5(4). http://irep.ntu.ac.uk/id/eprint/25238/1/219867_Pub-Sub2199_Pontes.pdf
- Peris, M., Maganto, C. y 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. <http://dx.doi.org/10.21134/rpcna.2018.05.2.4>
- Puerta-Cortés, D. X., Carbonell, X. y Chamarro, A. (2012). Análisis de las propiedades psicométricas de la versión en español del Internet Addiction Test. *Trastornos Adictivos*, 14(4), 99-104. [https://doi.org/10.1016/S1575-0973\(12\)70052-1](https://doi.org/10.1016/S1575-0973(12)70052-1)
- Putnick, D., & Bornstein, M. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Romito, P., & Beltramini, L. (2011). Watching pornography: Gender differences, violence and victimization. An exploratory study in Italy. *Violence against women*, 17(10), 1313-1326. <https://doi.org/10.1177/1077801211424555>
- Rojas-Jara, C., Henríquez, F., Sanhueza, F., Núñez, P., Inostroza, E., Solís, A., y Contreras, D. (2018). Adicción a Internet y uso de redes sociales en adolescentes: una revisión. *Revista española de drogodependencia*, 43(4), 39-54. <https://www.aesed.com/upload/files/v43n4-2-rrss.pdf>
- Rial Boubeta, A., Gómez Salgado, P., Isorna Folgar, M., Araujo Gallego, M. & Varela Mallou, J. (2015). EUPI-a: Escala de Uso Problemático de Internet en adolescentes. Desarrollo y validación psicométrica. *Adicciones*, 27(1), 47-63. <http://www.com.wwm.ucm.org.itesm.teachhealth.uson.centroreleax.adicciones.es/index.php/adicciones/article/view/193/273>
- Ruiz, M. A., Pardo, A. & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45. <http://www.papelesdel-psicologo.es/pdf/1794.pdf>
- Sawyer, S. M., Azzopardi, P. S., Wickremarathne, D., & Patton, G. C. (2018). The age of adolescence. *The Lancet Child & Adolescent Health*, 2(3), 223-228. [https://doi.org/10.1016/S2352-4642\(18\)30022-1](https://doi.org/10.1016/S2352-4642(18)30022-1)
- Ventura-León, J. y Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niños y Juventud*, 15(1), 625-627. <http://www.redalyc.org/pdf/773/77349627039.pdf>
- Vieira Martins, M., Formiga, A., Santos, C., Sousa, D., Resende, C., Campos, R., Nogueira, N., Carvalho, P., & Ferreira, S. (2020). Adolescent internet addiction—role of parental control and adolescent behaviours. *International Journal of Pediatrics and Adolescent Medicine*, 7(3), 116-120. <https://doi.org/10.1016/j.ijpam.2019.12.003>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A. y Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y Omega para estimar la fiabilidad de consistencia interna. *Anales de Psicología*, 33(3), 755-782. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- We are social (2019). *The estate of digital in April 2019: All the numbers you need to know* [Entrada en blog]. <https://wearesocial.com/blog/2019/04/the-state-of-digital-in-april-2019-all-the-numbers-you-need-to-know>
- Wu, H., & Estabrook, R. (2016). Identification of Confirmatory Factor Analysis Models of Different Levels of Invariance for Ordered Categorical Outcomes. *Psychometrika*, 81, 1014-1045. <https://doi.org/10.1007/s11336-016-9506-0>

Apéndice A

Enunciados del ERA-RSI según la versión original y según la versión adaptada

Ítem	Versión original (de Peris et al.)	Versión adaptada
1	Teniendo en cuenta todas las veces que visito las RSI y el WhatsApp, sin estar dedicadas al estudio, el tiempo que paso diariamente en ellas es: (1) Alrededor de 1 hora; (2) Unas 2 horas; (3) Entre 3 y 4 horas; (4) Más de 4 horas	Teniendo en cuenta todas las veces que visito las redes sociales, internet y el WhatsApp, sin estar dedicadas al estudio, el tiempo que paso diariamente en ellas es: (1) Alrededor de 1 hora; (2) Unas 2 horas; (3) Entre 3 y 4 horas; (4) Más de 4 horas

Ítem	Versión original (de Peris et al.)	Versión adaptada
2	Utilizo las RSI en mis horas de estudio y / o trabajo	Utilizo las redes sociales e internet en mis horas de estudio y / o trabajo
3	Ahora mismo sentiría rabia si tuviera que prescindir de las RSI	Ahora mismo sentiría rabia si tuviera que prescindir de las redes sociales e internet.
4	Accedo a las RSI en cualquier lugar y a cualquier hora	Accedo a las redes sociales e internet en cualquier lugar y a cualquier hora
5	Creo que conectarme a las RSI ha interferido en mi trabajo académico/laboral	Creo que conectarme a las redes sociales e internet ha interferido en mi trabajo académico/laboral.
7	Oculto en mi casa el tiempo que me conecto a las RSI	Oculto en mi casa el tiempo que me conecto a las redes sociales e internet.
16	El número de fotografías que he publicado en las RSI e internet es: (1) <100; (2) 101 a 1000; (3) 1001 a 3000; (4) > 3000	El número de fotografías que he publicado en las redes sociales e internet es: (1) <100; (2) 101 a 1000; (3) 1001 a 3000; (4) > 3000
23	Uso el móvil para escribir mensajes eróticos	Uso el celular para escribir mensajes eróticos
25	Creo que es más seguro mandar una fotografía por móvil que colgarla en otras RSI	Creo que es más seguro mandar una fotografía por el celular que colgarla en otras redes sociales e internet.
27	Me pondría furioso si me quitaran el móvil	Me pondría furioso si me quitaran el celular.