

Propiedades psicométricas del cuestionario de adicción a las redes sociales (ARS) a población universitaria

Psychometric properties of the Social Network Addiction Questionnaire (ASNQ) to undergraduate

Dra. Arminda SUÁREZ-PERDOMO. Profesora Ayudante Doctora. Universidad de La Laguna (asuper@ull.edu.es).

Dra. Yaritza GARCÉS-DELGADO. Profesora Ayudante Doctora. Universidad de La Laguna (ygarcesd@ull.edu.es).

Dr. Edgar GARCÍA-ÁLVAREZ. Administrador de la Escuela Politécnica Superior de Ingeniería (EPSI) (edgarcia@ull.edu.es).

Dra. Zuleica RUIZ-ALFONSO*. Investigadora postdoctoral Juan de la Cierva. Universidad de La Laguna (zruizalf@ull.edu.es).

Resumen:

Las conductas adictivas hacia las redes sociales en jóvenes han sido ampliamente estudiadas y relacionadas con múltiples factores. Entre las escalas diseñadas para su medición, la versión de 24 ítems del cuestionario de adicción a redes sociales (ARS) es una de las más utilizadas. En este estudio, se analizaron las propiedades psicométricas de la versión española adaptada al alumnado universitario. Se exploró la validez del contenido y del constructo de la escala a través del modelo de Rasch y un análisis factorial confirmatorio. Se analizó específicamente la estructura de categorización de datos, la dimensionalidad

del constructo, el ajuste del modelo, la fiabilidad de los sujetos e ítems, la estructura del Mapa de Wright y el funcionamiento diferencial del ítem. Participaron 1809 estudiantes de 24 universidades españolas. Los resultados indican que la ARS presenta buena fiabilidad, dimensionalidad y un buen ajuste del modelo, sin embargo, se aprecian elementos de mejora principalmente en la escala Likert propuesta, en la elaboración de nuevos ítems que midan los extremos de la adicción a las redes sociales y en la redacción de un ítem. Con respecto al análisis factorial confirmatorio, se obtuvieron tres factores que coinciden con el constructo original. Con las mejoras que se han observado

*La participación de Zuleica Ruiz-Alfonso en este estudio ha sido financiada por los contratos postdoctorales Juan de la Cierva-Incorporación del Ministerio Español de Ciencia e Innovación [IJC2020-045247-I]

Fecha de recepción de la versión definitiva de este artículo: 17-10-2022.

Cómo citar este artículo: Suárez-Perdomo, A., Garcés-Delgado, Y., García-Álvarez, E. y Ruiz-Alfonso, Z. (2023). Propiedades psicométricas del cuestionario de adicción a las redes sociales (ARS) a población universitaria | *Psychometric properties of the Social Network Addiction Questionnaire (SNAQ) for undergraduates*. *Revista Española de Pedagogía*, 81 (285), 361-379. <https://doi.org/10.22550/REP81-2-2023-06>

<https://revistadepedagogia.org/>

ISSN: 0034-9461 (Impreso), 2174-0909 (Online)

a través de la validación se podría utilizar el cuestionario con garantías de medición del constructo en estudiantado universitario. El instrumento cubre un vacío importante en la identificación de conductas adictivas en el uso de las redes sociales, que podría propiciar una posterior intervención con el alumnado universitario.

Descriptores: redes sociales, adicción, modelo Rasch, alumnado universitario, España.

Abstract:

Social network addiction in young people has been extensively studied and associated with multiple factors. Among the scales designed to measure this, the 24-item version of the Social Network Addiction Questionnaire (SNAQ) is one of the most widely used. This study analyses the psychometric properties of the Spanish version adapted to undergraduates. The content and construct validity of the scale was explored using the Rasch model and a confirmatory factor analysis. The data categorisation structure, construct dimen-

sionality, model fit, subject and item reliability, Wright Map structure, and differential item functioning (DIF) were specifically analysed. 1,809 students from 24 Spanish universities participated. The results indicate that the SNAQ presents good reliability and dimensionality, and a good model fit; however, elements in need of improvement are appreciated mainly in the proposed Likert scale, in the development of new items that measure the extremes of addiction to social network sites and in the wording of one item. With respect to factor analysis, three factors were obtained that coincide with the original construct. With the improvements that have been observed through validation, the questionnaire could confidently be used to measure the construct in the university population. The instrument fills an important gap in the identification of addictive behaviours in the use of social networks, which could lead to a subsequent intervention involving undergraduates.

Keywords: social networks, addiction, Rasch model, undergraduates, Spain.

1. Introducción

Las redes sociales (RRSS) se han popularizado en los últimos años en la búsqueda y la capacidad de compartir información de forma interactiva (Kong et al., 2021). Esto ha propiciado el aumento de investigaciones que ahondan sobre el uso de las RRSS en los jóvenes (Pertegal-Vega et al., 2019), analizando el efecto de su utilización en los hábitos de vida en universitarios (Austin-McCain, 2017), el

miedo a perderse algo (Fear Of Missing Out, FOMO, Buglass et al., 2017) o el uso académico (Gómez et al., 2012). Numerosas investigaciones se han centrado en explorar cuáles son los efectos del uso problemático de las RRSS entre los jóvenes (Baker y Algorta, 2016; Banjanin et al., 2015; Seabrook et al., 2016).

Algunos estudios han analizado el uso excesivo que hacen los jóvenes de las RRSS

como un trastorno de control de impulsos, entendiéndose este como una adicción comportamental (Fioravanti et al., 2012). Según Suárez-Perdomo et al. (2022), el alumnado universitario presenta diferentes perfiles de adicción a las RRSS, los cuales se relacionan con la procrastinación académica; a mayor adicción, mayor procrastinación. Otros autores han centrado su atención en averiguar cuál es la tasa de prevalencia de la adicción en adolescentes (Jacobsen y Forste, 2011). También se ha relacionado la adicción a las RRSS con la vida social, concluyendo que esta aumenta la incidencia de trastornos, como la depresión, el estrés y la ansiedad (Azizi et al., 2019).

En el ámbito universitario, se han identificado afecciones relacionadas con problemas emocionales, pues, como ocurre con otras adicciones, la persona se suele volver adicta al comportamiento como alivio de sentimientos negativos, o como mecanismo de escape o control (Balakrishnan y Shamim, 2013; Busalim et al., 2019). Otro problema asociado de carácter relacional es que las personas que muestran conductas adictivas a las RRSS se preocupan más por las amistades *online* que las *offline* (Çam y Isbulan, 2012). Esta adicción, además, provoca malestar, angustia, ansiedad y síntomas de depresión que pueden desembocar en un aislamiento del entorno social (Kuss y Griffiths, 2017). La adicción a las RRSS también se ha relacionado con problemas de salud, ya que su uso excesivo puede ocasionar dificultades para conciliar el sueño (Fossum et al., 2014), así como promover una vida sedentaria caracterizada

por la insuficiente realización de ejercicio, descanso y recuperación que podría derivar en problemas relacionados con el deterioro psicológico y fisiológico a lo largo del tiempo (Andreassen, 2015; Xanidis y Brignell, 2016).

Teniendo en cuenta que los estudiantes con adicción a las RRSS pasan más tiempo conectados que realizando otro tipo de actividades, una de las afecciones que más se ha estudiado es la relativa al rendimiento académico. En este sentido, se espera que los estudiantes con conductas de adicción a las RRSS presenten menor rendimiento académico (Andreassen, 2015). No obstante, Mushtaq y Benraghda (2018) evaluaron los efectos positivos y negativos de las RRSS en el rendimiento académico y observaron que el estudiantado universitario concebía las RRSS como herramientas útiles para la realización de actividades académicas. Asimismo, diferentes estudios (p. ej., Arquero y Romero-Frías, 2013; O’Keeffe y Clarke-Pearson, 2011) han evidenciado el potencial de las RRSS cuando se utilizan con fines educativos.

Según Cao et al. (2018) el uso excesivo de las RRSS no determina automáticamente la adicción. Por este motivo, se considera necesario contar con instrumentos sensibles que identifiquen con precisión si una persona muestra o no adicción a las RRSS. En este sentido, Andreassen (2015) enumeró una serie de instrumentos de detección de adicción a las RRSS, centrándose sobre todo en la adicción al Facebook. En la Tabla 1 se presentan brevemente los instrumentos identificados.

TABLA 1. Instrumentos de medida de la adicción a las redes sociales.

Instrumento	Autores (año)	Ítems	Características
Bergen Facebook Addiction Scale (BFAS)	Andreassen et al. (2014)	6	Analiza la adicción al Facebook, siguiendo criterios de adicción: prominencia, modificación del estado de ánimo, conflicto, abstinencia, tolerancia y recaída. Se puntúa en una escala de 5 puntos (1 rara vez, 5 muy a menudo).
Facebook Dependences Questionnaire (FDQ)	Wolniczak et al. (2013)	8	Mide la dependencia de Facebook. El conjunto de ítems se basa en una escala de adicción a Internet y mide el control, la satisfacción, el tiempo de uso y los esfuerzos por reducirlo, las preocupaciones, la inquietud y otras actividades relacionadas con el Facebook. Sistema de respuesta nominal dicotómica (Sí/No).
Social Networking Website Scale (SNWAS)	Turel y Serenko (2012)	5	Basado en la escala de compromiso / adicción a los videojuegos de Charlton y Danforth (2007). Los ítems puntúan en una escala de 7 puntos (1 completamente en desacuerdo, 7 completamente de acuerdo).
Addictive Tendencies Scale (ATS)	Wilson et al. (2010)	3	Basado en la teoría general de la adicción y en la investigación sobre el exceso de mensajes de texto e instantáneo. Compuesta por 3 criterios básicos: prominencia, pérdida de control y abstinencia. Todos los ítems se puntúan en una escala de 7 puntos (1 muy en desacuerdo, 7 muy de acuerdo).

En la literatura también se puede encontrar el cuestionario de adicción a las redes sociales (ARS, Escurra y Salas, 2014) que partió del DSM-IV-TR de la American Psychiatric Association (APA, 2008), el cual no reconoce las adicciones psicológicas como trastornos. El objetivo de los autores era diagnosticar las adicciones a las RRSS como un perjuicio para la formación de estudiantes. Para ello contaron con un panel de expertos en psicología clínica, educativa y psicométrica en la redacción, comprensión y claridad en las definiciones y coherencia de los ítems para hallar un diagnóstico claro de posible adicción. El primer paso realizado fue sustituir el concepto de

sustancia por el de RRSS. El instrumento se subdividió en tres dimensiones:

1. *Obsesión por las redes sociales.* Comprende conceptualmente el compromiso mental con las RRSS, al pensar constantemente, incluso fantasear con estar conectados, mostrando ansiedad y preocupación por la falta de acceso.
2. *Falta de control personal en el uso de las redes sociales.* Preocupación por la falta de control en el uso de las RRSS con el consiguiente descuido de las tareas y estudios académicos.

3. *Uso excesivo de las redes sociales.* Dificultad para controlar el uso de las RRSS, mostrando un exceso en el uso y exposición, indicando la imposibilidad de controlarse cuando usa las redes y no ser capaz de disminuir la cantidad de tiempo invertido en las RRSS.

Este instrumento contiene elementos que pueden contribuir a analizar y diagnosticar la adicción a las RRSS en alumnado universitario, favoreciendo la evaluación de las consecuencias que ello supone en el éxito académico. Por todo lo indicado, el objetivo de este estudio es validar la versión española del cuestionario ARS (Escurra y Salas, 2014). Así, se pretende obtener un instrumento con unos indicadores psicométricos definidos de validez de constructo según los parámetros ofrecidos por el modelo de Rasch. La finalidad es que pueda utilizarse con garantías de medición de conductas adictivas a las redes sociales en estudiantado universitario.

2. Método

2.1. Participantes

Participaron 1809 estudiantes universitarios pertenecientes a 24 universidades españolas, de los cuales 1316 (72.7 %) fueron mujeres, 465 (25.7 %) hombres y 28 (1.5 %) no binarios. Según la comunidad autónoma el 32.6 % eran de Canarias, el 17.9 % Andalucía, el 14 % de Madrid, el 8.6 % de País Vasco, el 7.4 % de Castilla y León, el 7.2 % de Cataluña, el 7.1 % de Galicia, el 4.1 % de Asturias, siendo menos del 1 % de las comunidades de La Rioja, Cantabria,

Aragón y Extremadura. El promedio de edad de los participantes fue de 21.7 años ($SD = 5.62$), con edades comprendidas entre los 17 y los 70 años. El 27.8 % cursaban primer curso, el 30 % segundo, el 21.3 % tercero, el 17 % cuarto y el 3.9 % quinto curso, este último presente en titulaciones de facultades, como Ciencias, Ciencias de la Salud o Bellas Artes. Se realizó un muestreo intencional, atendiendo principalmente a dos criterios: 1) acceso a las cuentas de correo institucionales de los departamentos adscritos a las universidades, y 2) representación de la muestra de todas las Comunidades Autónomas españolas.

2.2. Instrumento

El cuestionario de ARS (Escurra y Salas, 2014) adaptado a población universitaria presenta 24 ítems divididos en tres factores. El primer factor recoge información sobre la obsesión por las RRSS (10 ítems; $\omega = .90$), el segundo factor sobre la falta de control personal en el uso de las RRSS (6 ítems; $\omega = .87$) y el tercer factor sobre el uso excesivo de las RRSS (8 ítems; $\omega = .87$). En la Tabla 2 se muestran los ítems que componen la escala ($\omega = .95$).

Las opciones de respuesta a los ítems se presentan a través de una escala Likert de 5 categorías (donde 1 es totalmente en desacuerdo y 5 es totalmente de acuerdo). Según la publicación de Escurra y Salas (2014), la ARS supera los valores críticos establecidos por la ciencia para los índices de fiabilidad (α). De esta forma, también se analizaron las puntuaciones RMSEA, NNFI, TLI, GFI, NFI, AGFI y CFI, ajustándose a los índices sugeridos por la comunidad científica.

TABLA 2. Ítems de la escala ARS.

Ítems	Código
Siento gran necesidad de permanecer conectado a las redes sociales.	A01
Necesito cada vez más tiempo para atender mis asuntos relacionados con las redes sociales.	A02
El tiempo que antes destinaba para conectarme a las redes sociales ya no me satisface, necesito más.	A03
Apenas despierto ya estoy conectándome a las redes sociales.	A04
No sé qué hacer cuando me desconecto de las redes sociales.	A05
Me pongo de malhumor si no puedo conectarme a las redes sociales.	A06
Siento ansiedad cuando no puedo conectarme a las redes sociales.	A07
Entrar y usar las redes sociales me produce alivio, me relaja.	A08
Cuando entro a las redes sociales pierdo el sentido del tiempo.	A09
Generalmente permanezco más tiempo en las redes sociales, del que inicialmente había destinado.	A10
Pienso en lo que puede estar pasando en las redes sociales.	A11
Pienso en que debo controlar mi actividad de conectarme a las redes sociales.	A12
Puedo desconectarme de las redes sociales por varios días.	A13
Me propongo sin éxito, controlar mis hábitos de uso prolongado e intenso de las redes sociales.	A14
Aun cuando desarrollo otras actividades, no dejo de pensar en lo que sucede en las redes sociales.	A15
Invierto mucho tiempo del día conectándome y desconectándome de las redes sociales.	A16
Permanezco mucho tiempo conectado(a) a las redes sociales.	A17
Estoy atento(a) a las alertas que me envían desde las redes sociales a mi teléfono o a la computadora.	A18
Descuido a mis amigos o familiares por estar conectado(a) a las redes sociales.	A19
Descuido las tareas y los estudios por estar conectado(a) a las redes sociales.	A20
Aun cuando estoy en clase, me conecto con disimulo a las redes sociales.	A21
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.	A22
Cuando estoy en clase sin conectar con las redes sociales, me siento aburrido(a).	A23
Creo que es un problema la intensidad y la frecuencia con la que entro y uso la red social.	A24

2.3. Procedimiento

En primer lugar, el Comité de Ética de la Investigación y de Bienestar Animal de la Universidad de La Laguna aprobó la idoneidad del cuestionario (CEIBA2021-0464). En segundo lugar, se contactó con la administración de los departamentos de diferentes universidades vía correo electrónico institucional, solicitando distribuir el texto adjunto con todo el profesorado. Asimismo, utilizando la técnica de la bola de nieve se solicitó a los docentes compartir, a través de sus Aulas Virtuales, un texto introductorio informando sobre la finalidad del estudio y facilitando el enlace para cumplimentar el cuestionario. Para garantizar los procedimientos éticos se solicitó el consentimiento informado y se garantizó el anonimato, de acuerdo con la Ley Orgánica 3/2018, de 5 de diciembre, de Protección de datos personales y garantía de los derechos digitales.

2.4. Análisis estadísticos

Para analizar las propiedades psicométricas del cuestionario ARS se utilizó el modelo Rasch-Andrich de categorías ordenadas (Rasch Andrich Rating Scale Model) de Andrich (1988), mediante el paquete estadístico Winsteps 3.90.0 de Linacre (2015). Se realizaron análisis sobre la estructura de categorización de datos, la dimensionalidad psicométrica, el ajuste de los datos al modelo (validez) y la fiabilidad. Adicionalmente al análisis estadístico, se emplearon las herramientas del Mapa de Wright y del funcionamiento diferencial del ítem (DIF) en distintas variables (género, edad, comunidad autónoma y curso).

Para valorar la eficacia de las categorías de respuesta, la estructura de la categorización de datos debe cumplir los siguientes requisitos para considerarse una adecuada calibración de las categorías (Oreja-Rodríguez, 2015; Azpilicueta et al., 2019): (1) existir al menos 10 observaciones por cada categoría de respuesta para establecer valores estables de los umbrales; (2) las medidas promedias y los umbrales deben aumentar de manera progresiva a medida que aumenta la variable a través de la escala de medida; (3) los valores OUTFIT deben ser inferiores a 2, pues un valor superior a 2 indica que la categoría ofrece más desinformación que información; (4) las medidas obtenidas deben incrementar su valor.

Con respecto a la dimensionalidad del constructo, esta se verifica analizando los componentes principales de los residuales de los ítems (PCAR). La dimensionalidad se calcula mediante el establecimiento de una expectativa probabilística acorde a la dificultad de cada ítem y a la habilidad de cada persona (Bond y Fox, 2012). Linacre (2009) sugiere que el valor recomendado de la varianza bruta explicada por las medidas debe ser $\geq 50\%$ y la varianza bruta explicada por los ítems superior a cuatro veces la varianza sin explicar en el primer contraste.

La fiabilidad de la escala se calcula a través de los parámetros establecidos entre los sujetos y los ítems, los cuales son interpretados como el alfa de Cronbach, situándose el rango de medición entre 0 y 1. Un valor mínimo aceptable es .70 (Sekaran, 2000). Otro indicador de fiabilidad es la medida de separación, la cual señala el número de niveles

en unidades de error estándar, en el que la muestra de ítems y de personas pueden agruparse. En Rasch (1980), el índice de fiabilidad de la separación (sujetos e ítems) es equivalente al coeficiente KR-20 para ítems dicotómicos o el coeficiente de alpha de Cronbach en escalas politómicas (Oreja-Rodríguez, 2015). Para los índices de separación y fiabilidad se considera que los ítems deben estar lo suficientemente separados en nivel de dificultad para poder reproducir el sentido y significado de la variable latente (Wright y Stone, 2003). Por un lado, el índice de separación «persona» permite determinar la capacidad del instrumento para diferenciar a las personas sobre la variable medida. Por el otro, el índice de separación «ítem» permite determinar los estratos de rasgo que los ítems pueden distinguir. Cuanto mayor sea la separación, el instrumento mejor diferenciará la habilidad de las personas y la dificultad del ítem (Wright, 2002).

El mapa de medición conjunta de Wright permite observar gráficamente cual es el posicionamiento en continuo tanto de las personas como de los ítems. Además, el funcionamiento diferencial del ítem (DIF) permite identificar sesgos en la interpreta-

ción de los ítems. Un contraste significativo entre dos grupos de personas es aquel que presenta una diferencia $>.50$ logits con $p \leq .05$ cuando se estima el estadístico test de significación de Welch – 2 colas (García-Álvarez, 2015). Por último, los resultados del análisis factorial confirmatorio fueron $\chi^2(1808, 227) = 5493.823$ ($p < 0.001$), RMSEA = .113, CFI = .86 y TLI = .85.

3. Resultados

3.1. Análisis de la estructura de categorización de datos

La escala presenta más de 10 observaciones por categoría. Las medidas promedias y los umbrales (calibración) aumentan de manera monótona. El índice OUTFIT en todas las categorías es cercano a 1. Además, se observa que las medidas obtenidas incrementan su valor. Los resultados, utilizados en conjunto, permiten determinar la categorización óptima en las categorías de respuesta establecidas (Tabla 3).

En este caso, la distancia entre los umbrales no superó los 1 logits establecidos para una escala Likert de 5 categorías.

TABLA 3. Resumen de la estructura de 5 categorías.

Categoría de respuesta	Recuento observado	Medida promedio	Outfit MNSQ	Umbrales (calibración)	Medias
1	14875	-1.48	1.17	Ninguno	(-2.16)
2	9841	-.74	.97	-.71	-.84
3	7680	-.25	.83	-.29	-.03
4	6520	.20	.93	.13	.82
5	4312	.64	1.31	.87	(2.24)

3.2. Dimensionalidad psicométrica

Analizada la dimensionalidad psicométrica en la varianza bruta sin explicar del primer contraste se observa que puede dar información sobre la dimensionalidad. Mediante el análisis de PCAR

se puede llegar a la conclusión de que la prueba solo mide una dimensión, pues una segunda dimensión necesitaría tener la fuerza suficiente de al menos dos ítems para estar por encima del ruido (Tabla 4).

TABLA 4. Varianza de residuos estandarizados.

	Valor	Empírica	Modelada
Total de varianza bruta	48.0266	100.0 %	100.0 %
Varianza bruta explicada por las medidas.	24.0266	50.0 %	51.1 %
Varianza bruta explicada por las personas.	6.3106	13.1 %	13.4 %
Varianza bruta explicada por los ítems.	17.7161	36.9 %	37.7 %
Varianza bruta sin explicar (total).	24.0000	50.0 %	48.9 %
Varianza bruta sin explicar en 1.º contraste.	2.5097	5.2 %	–
Varianza bruta sin explicar en 2.º contraste.	2.0595	4.3 %	–
Varianza bruta sin explicar en 3.º contraste.	1.8496	3.9 %	–
Varianza bruta sin explicar en 4.º contraste.	1.6157	3.4 %	–
Varianza bruta sin explicar en 5.º contraste.	1.4760	3.1 %	–

Los datos de la Tabla 4 muestran los valores empíricos y modelados. Los datos obtenidos permiten verificar una dimensionalidad óptima, al presentar una varianza bruta explicada por las medidas ≥ 50 % y una varianza bruta explicada por los ítems (36.9 %) superior a cuatro veces la varianza sin explicar en primer contraste. Adicionalmente, el autovalor de la varianza bruta sin explicar en primer contraste es 2.5097, próximo a 2.

El proceso del PCAR (aplicado a los residuos) procede a descomponer la matriz de correlaciones para encontrar compo-

nentes (o factores latentes) con los que los ítems puedan tener una alta correlación (carga factorial). Después de hallarse el primer componente, la correlación atenuada en cada combinación tiene un valor mínimo de .829 puntos, indicando correlación entre los ítems y permitiendo medir la variable latente. El análisis pormenorizado de los residuales estandarizados del primer contraste refleja un ítem con carga factorial superior a .50 ($A06=.53$).

3.3. Ajuste del modelo (validez)

Los resultados indican un ajuste al modelo para ítems y personas según los valores

del INFIT y OUTFIT hallados (entre .5 y 1.5). Los ítems fuera del rango del ajuste del MNSQ (media cuadrática) se consideran sobreestimados (muy predecible) o infraestimados (erráticos). Analizados los índices INFIT y OUTFIT (Tabla 5), se ob-

serva que, a excepción del A13, los ítems presentan valores dentro de los rangos permitidos (.5 y 1.5). Por su contra, el ítem A13 presenta valores desajustados en los índices INFIT y OUTFIT (2.98 y 4.43 respectivamente) (Tabla 5).

TABLA 5. Estimaciones del INFIT y OUTFIT.

Ítem	Puntaje total	Medida	Error Estándar	INFIT MNSQ	OUTFIT MNSQ	Valores PTMEA
A13	5765	-.79	.02	2.98	4.43	-.24
A18	5087	-.45	.02	1.22	1.24	.52
A12	5868	-.84	.02	1.21	1.22	.60
A21	4957	-.38	.02	1.14	1.16	.54
A22	3177	.70	.03	1.10	.98	.54
A04	6122	-.98	.02	1.06	1.08	.60
A19	2711	1.15	.03	1.04	.89	.52
A23	3758	.29	.03	1.03	1.00	.56
A09	6141	-.99	.02	.98	1.02	.59
A11	3603	.39	.03	1.02	1.01	.57
A14	4334	-.04	.02	.90	1.00	.62
A05	3127	.73	.03	.99	.89	.56
A08	4136	.06	.02	.93	.98	.55
A07	2967	.89	.03	.95	.82	.57
A06	2893	.95	.03	.92	.88	.54
A15	2673	1.19	.03	.91	.80	.56
A02	3695	.33	.03	.82	.88	.56
A10	6260	-1.05	.02	.83	.87	.66
A03	3138	.74	.03	.85	.80	.56
A20	4322	-.04	.02	.82	.80	.65
A24	4567	-.18	.02	.75	.71	.72
A01	5081	-.43	.02	.63	.69	.65
A16	5434	-.62	.02	.61	.62	.72
A17	5422	-.62	.02	.58	.59	.72
Media	4384.9	.00	.03	1.01	1.06	
PSD	1178.8	.71	.00	.44	.72	

También se examinó la correlación de las medidas para realizar un diagnóstico respecto a la posible codificación errónea de los datos o errores en los ítems. A excepción del A13, la correlación de las medidas de los ítems muestra valores positivos. El ítem A13 presenta un valor negativo (-.24), lo que indica incongruencias o errores en la codificación de los datos.

3.4. Fiabilidad

Para este cuestionario el índice de separación (26.13) y de fiabilidad (1) de los ítems se consideran óptimos. Igualmente, el índice de separación (2.75) y fiabilidad (.88) de las personas también resultó satisfactorio. Para interpretar dichos índices, para las personas se considera adecuado un índice de separación >2 y de fiabilidad de .80 y para los ítems un índice de separación >3 y de fiabilidad .90 (Linacre, 2018). El error de medición de los 24 ítems es .03 (Tabla 5).

3.5. Estructura del Mapa de Wright

En el Gráfico 1 se muestra la estructura del Mapa de Wright, el cual refleja la distribución de personas (sector izquierdo) y de ítems (sector derecho) de manera conjunta.

El Gráfico 1 permite analizar la distribución de las personas e ítems y su alcance en la efectividad del cuestionario. Las personas representan una distribución normal, lo que es un comportamiento frecuente. Los ítems presentan una distribución delimitada en un rango estrecho donde en algunos casos existe apilamiento de ítems. Los ítems A15 y A19 son los que menor adicción manifiestan (discriminan los ni-

veles más elevados de adicción) y los ítems A09 y A10 los de mayor adicción (discriminan los niveles más bajos de adicción).

En un análisis conjunto de personas e ítems, el Gráfico 1 muestra en las partes superior e inferior (sector izquierdo) valores extremos del nivel de rasgo de las personas, siendo valores muy distantes respecto a la distribución de los ítems (sector derecho). Igualmente, se observa que el nivel de rasgo latente que manifiestan las personas tiende a ser más bajo de lo que puntúan los ítems; la media de las medidas de las personas (M sector izquierdo) es inferior a la media de las medidas de los ítems (M sector derecho).

3.6. Funcionamiento diferencial del ítem (DIF)

También se llevó a cabo un análisis del funcionamiento diferencial de los ítems (DIF) para contrastar la validez generalizada de los ítems en grupos diferentes. Para realizar el análisis DIF se analizó las variables de agrupamiento «género», «comunidad autónoma», «edad» y «curso», siendo «género» la variable con funcionamiento diferencial. En la Tabla 6 se presentan los ítems que funcionan de una manera diferencial respecto al género de los participantes, teniendo especial relevancia en los ítems A11, A18 y A20 (Tabla 6).

Un tamaño del efecto DIF positivo indica que el ítem es más difícil para el sujeto de referencia que para el sujeto comparado. Por su parte, un tamaño del efecto DIF negativo indica que el ítem es más fácil para el sujeto de referencia en comparación con el otro. En términos de

adicción, los resultados indican que los ítems A11 y A18 se manifiestan menos en hombres que en personas no binarias. Por su parte, el ítem A20 se manifiesta más en mujeres que en personas no binarias. En general, el funcionamiento diferencial de los ítems puede ser catalogado en un nivel moderado.

GRÁFICO 1. Mapa de Wright de personas e ítems para la adicción a las redes sociales.

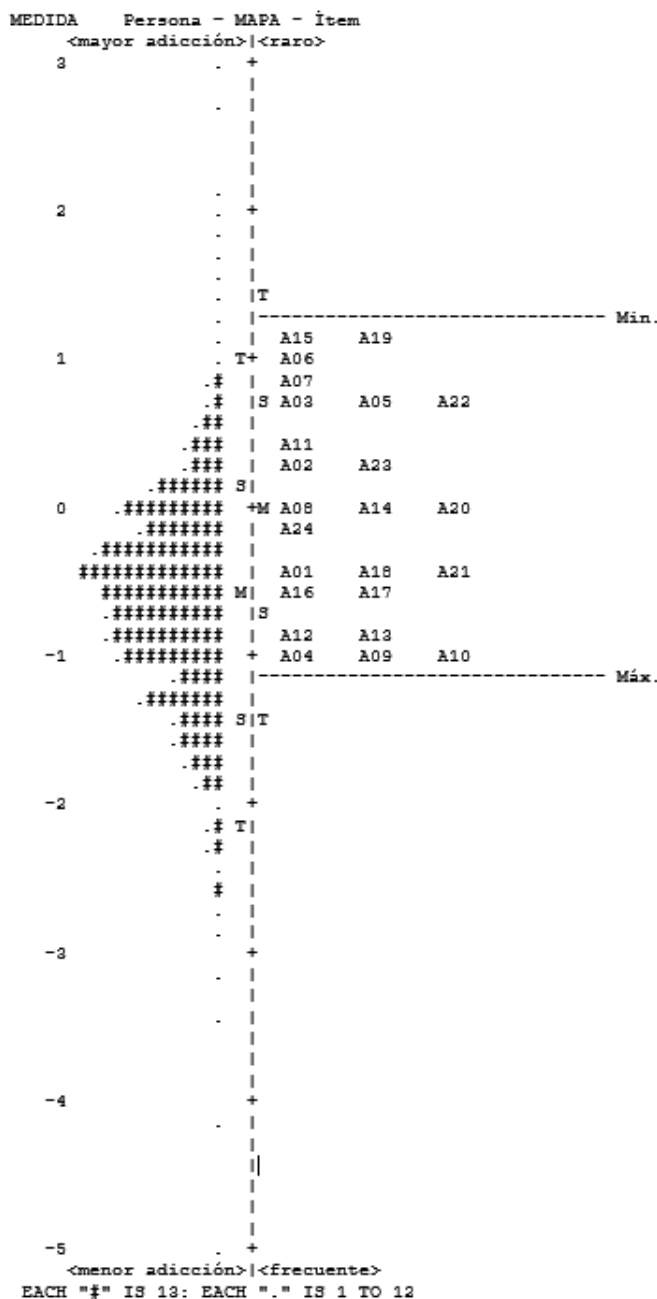


TABLA 6. Ítems con funcionamiento diferencial (DIF).

Género	Medida DIF	Género	Medida DIF	Tamaño del DIF	Prob. Rasch-Welch	DIF a favor del género	Ítem
Hombre	.29	No binario	.81	-.52	.0265	Hombre	A11
Hombre	-.48	No binario	.05	-.52	.0131	Hombre	A18
Mujer	.00	No binario	-.59	.59	.0050	No binario	A20
No binario	.81	Hombre	.29	.52	.0265	Hombre	A11
No binario	.05	Hombre	-.48	.52	.0131	Hombre	A18
No binario	-.59	Mujer	.00	-.59	.0050	N	A20

3.7. Análisis factorial confirmatorio

Por último, se realizó un análisis factorial confirmatorio, previamente eliminando el ítem 13 respondiendo al análisis anterior. Se realizó un CFA de tres factores

basado en la estimación de la estandarización STDYX del modelo con una significación $p \leq .001$. En la Tabla 7 se exponen cada uno de los ítems y pesos factoriales de pertenencia al factor correspondiente.

TABLA 7. Pesos factoriales correspondientes a los ítems según el factor de pertenencia.

Ítem	Peso factorial
Factor 1. Obsesión por las redes sociales	
A02	0.711
A03	0.737
A05	0.705
A06	0.769
A07	0.793
A15	0.762
A19	0.683
A22	0.676
A23	0.685
Factor 2. Falta de control en el uso de las RRSS	
A04	0.645
A11	0.680
A12	0.681
A14	0.730
A20	0.738
A24	0.865

Factor 3. Uso excesivo de las RRSS

A01	0.740
A08	0.608
A09	0.636
A10	0.729
A16	0.817
A17	0.827
A18	0.537
A21	0.578

4. Discusión

El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas del cuestionario de adicción a redes sociales (ARS; Escurra y Salas, 2014) a través de la aplicación del modelo de Rasch. Este modelo permite, como indican Zamora-Araya et al. (2018), mejorar el estudio y la interpretación de escalas actitudinales, en tanto que los valores estimados para la persona y los ítems están en la misma escala de unidades latentes; esto proporciona una medición conjunta que se puede utilizar para generar interpretaciones referidas al criterio en términos de descripciones cualitativas de la persona que responde. Además, la interpretación de las puntuaciones en el modelo de Rasch no se basa en normas de grupo, sino que puede basarse en términos del contenido de los ítems y de los procesos en los que la persona tiene una alta o baja probabilidad de respuesta, siendo un rasgo del modelo que proporciona un gran poder de diagnóstico (Zamora-Araya et al., 2018).

En el análisis de la estructura de categorización de los datos, la distancia entre los umbrales de cada categoría debe establecer que cada paso defina un rasgo diferente en la

variable (Azpilicueta et al., 2019). De acuerdo con Linacre (2002), la distancia entre los umbrales disminuye a medida que aumenta el número de categorías de respuesta, por lo que se sugiere que para ítems politómicos deben aumentar al menos 1 logits para una escala de 5 categorías, pero no más de 5 logits para evitar grandes brechas en la variable. Los resultados hallados en este análisis identifican que la distancia entre los umbrales de cada categoría no superó 1 logits, lo que sugiere que la prueba podría ampliarse a una escala Likert de siete categorías con el fin de ampliar el nivel de medición.

Asimismo, se obtuvieron óptimos indicadores psicométricos de dimensionalidad. Los resultados mostraron un autovalor de la varianza bruta sin explicar en primer contraste algo superior a lo recomendado, pero un análisis estadístico de los datos en su conjunto permitió concluir que se trata de una pequeña perturbación de los datos (Linacre, 2018) sin fuerza suficiente como para considerar una segunda dimensión.

En el análisis de la validez, los resultados corroboran, en general, que se cumple con los requerimientos psicométricos básicos

del Modelo de Rasch, tal y como propone Linacre (2015, 2018), lo que indica evidencia de validez de constructo de la prueba y un buen funcionamiento de cada uno de los ítems. No obstante, en el ajuste de los datos al modelo, tanto en el ajuste de MNSQ como en el análisis de correlación, se detectó un desajuste del ítem 13. Tras la revisión del ítem 13, se observó una connotación gramatical de la pregunta distinta a la del resto, en tanto que la connotación positiva del ítem de estudio difiere de las connotaciones negativas de las 23 preguntas restantes. La observación realizada sugiere una modificación gramatical de la pregunta 13.

Con respecto a la fiabilidad, los índices de separación y fiabilidad hallados en la escala son óptimos.

En cuanto al mapa de Wright, el análisis arrojó información sobre la distribución de las personas e ítems. En primer lugar, se observó una estrecha distribución de los ítems a lo largo del rango de medición. En segundo lugar, se detectó un apilamiento de los ítems en algunos niveles de medida. Por último, se observó un vacío de medición de las personas con valores extremos tanto de la parte alta como parte baja. Por lo que la información en su conjunto permite sugerir que la prueba podría beneficiarse de la incorporación de ítems basados en nuevas cuestiones de la adicción que permitan medir mayor nivel de adicción.

Los resultados de los análisis estadísticos permiten identificar que los ítems de los factores establecidos, a excepción del ítem 13, cubren de manera adecuada el espectro del constructo que se evalúa. No

ocurre lo mismo con los resultados de análisis conjunto, donde se observó una distribución anormal de los ítems analizados.

En líneas generales y atendiendo a los parámetros mostrados en el modelo de Rasch, los indicadores psicométricos obtenidos evidencian la validez del constructo y sugieren, salvo las recomendaciones, que el instrumento puede utilizarse con ciertas garantías para medir conductas de adicción a las RRSS en el alumnado universitario. Asimismo, el análisis factorial confirmatorio identifica tres factores, al igual que el instrumento original (Escurrea y Salas, 2014). Aunque, en este caso, eliminando el ítem 13, en el que se identificaba un elemento discordante. Este instrumento intenta cubrir un vacío importante en la valoración de conductas problemáticas en el alumnado universitario que puede estar favoreciendo la existencia de adicción a las RRSS (Liu y Ma, 2020). Contar con un instrumento sensible a dichas conductas es de vital importancia, pues la mayoría de los instrumentos necesitan mayor validación (Andreassen, 2015). Por ello, las rectificaciones en la ARS con los valores obtenidos en el modelo de Rasch permitirían la identificación eficaz de patrones de conducta obsesivos o excesivos con falta de control del estudiantado universitario en el uso de las RRSS, que podrá ayudar en la posterior intervención psicopedagógica con este alumnado.

5. Conclusiones

1. La prueba podría ampliarse a una escala Likert de siete categorías.

2. El cuestionario de adicción a las redes sociales (en su versión en español) debe revisar el ítem número 13.
3. El cuestionario de adicción a las redes sociales debe incorporar ítems basados en nuevas conductas de adicción que permitan medir mayor nivel de adicción.

Referencias bibliográficas

- American Psychiatric Association. (2008). *DSM-iv-tr - Breviario: criterios diagnósticos*. Elsevier España. https://books.google.es/books/about/DSM_IV_TR.html?hl=es&id=vA3NmKjhFAsC&redir_esc=y
- Andreassen, C. S. (2015). Online social network site addiction: A comprehensive review [Adicción a sitios de redes sociales en línea: una revisión exhaustiva]. *Current Addiction Reports*, 2 (2), 175-184. <https://doi.org/10.1007/s40429-015-0056-9>
- Andreassen, C. S., Torsheim, T., y Pallesen, S. (2014). Predictors of use of social network sites at work-a specific type of cyberloafing [Predictores del uso de sitios de redes sociales en el trabajo: un tipo específico de ciberhacinamiento]. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 19 (4), 906-921. <https://doi.org/10.1111/jcc4.12085>
- Andrich, D. (1988). *Rasch models for measurement: SAGE publications [Modelos Rasch para la medición: publicaciones SAGE]*. Sage Publications.
- Arquero, J. L., y Romero-Frías, E. (2013). Using social network sites in higher education: An experience in business studies [Uso de las redes sociales en la enseñanza superior: una experiencia en estudios empresariales]. *Innovations in Education and Teaching International*, 50 (3), 238-249. <https://doi.org/10.1080/14703297.2012.760772>
- Austin-McCain, M. (2017). An examination of the association of social media use with the satisfaction with daily routines and healthy lifestyle habits for undergraduate and graduate students [Un examen de la asociación del uso de los medios sociales con la satisfacción con las rutinas diarias y los hábitos de vida saludables para estudiantes universitarios y de posgrado]. *The Open Journal of Occupational Therapy*, 5 (4), 6. <https://doi.org/10.15453/2168-6408.1327>
- Azizi, S. M., Soroush, A., y Khatony, A. (2019). The relationship between social networking addiction and academic performance in Iranian students of medical sciences: a cross-sectional study [La relación entre la adicción a las redes sociales y el rendimiento académico en estudiantes iraníes de ciencias médicas: un estudio transversal]. *BMC psychology*, 7 (1), 1-8. <https://doi.org/10.1186/s40359-019-0305-0>
- Azpilicueta, A. E., Cupani, M., Ghío, B., Morán, V. E., y Garrido, S. J. (2019). Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional. *Perspectivas en Psicología*, 16 (1), 26-37. <http://rpsico.mdp.edu.ar/handle/123456789/1108>
- Baker, D. A., y Algorta, G. P. (2016). The relationship between online social networking and depression: A systematic review of quantitative studies [La relación entre las redes sociales en línea y la depresión: una revisión sistemática de estudios cuantitativos]. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 19 (11), 638-648. <https://doi.org/10.1089/cyber.2016.0206>
- Balakrishnan, V., y Shamim, A. (2013). Malaysian Facebookers: Motives and addictive behaviours unraveled [Facebookeros malayos: motivos y conductas adictivas al descubierto]. *Computers in Human Behavior*, 29 (4), 1342-1349. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2013.01.010>
- Banjanin, N., Banjanin, N., Dimitrijevic, I., y Pantic, I. (2015). Relationship between internet use and depression: Focus on physiological mood oscillations, social networking and online addictive behavior [Relación entre el uso de Internet y la depresión: enfoque en las oscilaciones fisiológicas del estado de ánimo, las redes sociales y el comportamiento adictivo en línea]. *Computers in Human Behavior*, 43, 308-312. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.11.013>
- Bond, T. G., y Fox, C. M. (2012). *Why measurement is fundamental. Applying the Rasch Model: Fundamental Measurement in the Human Sciences [Por qué la medición es fundamental. Aplicación del modelo de Rasch: la medición fundamental en las ciencias humanas]*. Routledge.
- Buglass, S. L., Binder, J. F., Betts, L. R., y Underwood, J. D. (2017). Motivators of online vulnerability: The impact of social network site use and FOMO [Motivadores de la vulnerabilidad en línea: el impacto del uso de sitios de redes sociales y FOMO].

- Computers in Human Behavior*, 66, 248-255. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.09.055>
- Busalim, A. H., Masrom, M., y Zakaria, W. N. B. W. (2019). The impact of Facebook addiction and self-esteem on students' academic performance: A multi-group analysis [El impacto de la adicción a Facebook y la autoestima en el rendimiento académico de los estudiantes: un análisis multigrupo]. *Computers & Education*, 142, 103651. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2019.103651>
- Çam, E., y Isbulan, O. (2012). A new addiction for teacher candidates: Social networks [Una nueva adicción para los candidatos a profesores: las redes sociales]. *Turkish Online Journal of Educational Technology-TOJET*, 11 (3), 14-19. <https://www.learntechlib.org/p/55773/>
- Cao, X., Masood, A., Luqman, A., y Ali, A. (2018). Excessive use of mobile social networking sites and poor academic performance: Antecedents and consequences from stressor-strain-outcome perspective [Uso excesivo de redes sociales móviles y bajo rendimiento académico: antecedentes y consecuencias desde la perspectiva estresor-estrés-resultado]. *Computers in Human Behavior*, 85, 163-174. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2018.03.023>
- Charlton, J. P., y Danforth, I. D. (2007). Distinguishing addiction and high engagement in the context of online game playing [Distinción entre adicción y alto compromiso en el contexto de los juegos en línea]. *Computers in human behavior*, 23 (3), 1531-1548. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2005.07.002>
- Escurrea, M., y Salas, E. (2014). Construcción y validación del cuestionario de adicción a redes sociales (ARS). *Liberabit. Revista de Psicología*, 20 (1), 73-91. <http://www.scielo.org.pe/pdf/liber/v20n1/a07v20n1.pdf>
- Fioravanti, G., Dettore, D., y Casale, S. (2012). Adolescent Internet addiction: Testing the association between self-esteem, the perception of Internet attributes, and preference for online social interactions [Adicción de los adolescentes a Internet: comprobación de la asociación entre la autoestima, la percepción de los atributos de Internet y la preferencia por las interacciones sociales en línea]. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 15 (6), 318-323. <https://doi.org/10.1089/cyber.2011.0358>
- Fossum, I. N., Nordnes, L. T., Storemark, S. S., Bjorvatn, B., y Pallesen, S. (2014). The association between use of electronic media in bed before going to sleep and insomnia symptoms, daytime sleepiness, morningness, and chronotype [La asociación entre el uso de medios electrónicos en la cama antes de ir a dormir y los síntomas de insomnio, somnolencia diurna, matutinidad y cronotipo]. *Behavioral Sleep Medicine*, 12 (5), 343-357. <https://doi.org/10.1080/15402002.2013.819468>
- García-Álvarez, E. (2015). *Relaciones y capacidades interorganizativas: un enfoque de Supply Chain Management (SCM) en red* [Tesis doctoral, Universidad de La Laguna]. RIULL Repositorio Institucional. <http://riull.ull.es/xmlui/handle/915/2398>
- Gómez, M., Roses, S., y Farias, P. (2012). El uso académico de las redes sociales en universitarios. *Comunicar*, 38 (19), 131-138. <https://doi.org/10.3916/C38-2012-03-04>
- Jacobsen, W. C., y Forste, R. (2011). The wired generation: Academic and social outcomes of electronic media use among university students [La generación conectada: resultados académicos y sociales del uso de medios electrónicos entre estudiantes universitarios]. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 14 (5), 275-280. <https://doi.org/10.1089/cyber.2010.0135>
- Kong, Q., Lai-Ku, K. Y., Deng, L., y Yan-Au, A. C. (2021). Motivación y percepción de los universitarios de Hong Kong sobre noticias en las redes sociales. *Comunicar*, 29 (67). <https://doi.org/10.3916/C67-2021-03>
- Kuss, D. J., y Griffiths, M. D. (2017). Social networking sites and addiction: Ten lessons learned [Redes sociales y adicción: diez lecciones aprendidas]. *International journal of environmental research and public health*, 14 (3), 311. <https://doi.org/10.3390/ijerph14030311>
- Ley Orgánica 3/2018, de 5 de diciembre, de Protección de Datos Personales y garantía de los derechos digitales. *Boletín Oficial del Estado*, 294. <https://www.boe.es/eli/es/lo/2018/12/05/3/con>
- Linacre, J. M. (2002). Optimizing rating scale category effectiveness [Optimizar la eficacia de la categoría de la escala de valoración]. *Journal of Applied Measurement*, 3 (1), 85-106. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/11997586/>
- Linacre, J. M. (2009). *A user's guide to Winsteps-ministep: Rasch-model computer programs. Program manual 3.68. 0. IL* [Guía del usuario de Winsteps-ministep: Programas informáticos del modelo Rasch. Manual del programa 3.68. 0. IL]. <https://ia800607.us.archive.org/23/items/B-001-003-730/winsteps.pdf>

- Linacre, J. M. (2015). *A user's guide to winsteps ministep: Rasch-model computer programs*. https://www.researchgate.net/publication/238169941_A_User's_Guide_to_Winsteps_Rasch-Model_Computer_Program
- Linacre, J. M. (2018). A user's guide to Winsteps 3.70.0: Rasch-model computer programs. *Winsteps*. <https://www.winsteps.com/manuals.htm>
- Liu, C., y Ma, J. (2020). Social media addiction and burnout: The mediating roles of envy and social media use anxiety [Adicción a las redes sociales y burnout: los papeles mediadores de la envidia y la ansiedad por el uso de los medios sociales]. *Current Psychology*, 39 (6), 1883-1891. <https://doi.org/10.1007/s12144-018-9998-0>
- Mushtaq, A. J., y Benraghda, A. (2018). The effects of social media on the undergraduate students' academic performances [Efectos de las redes sociales en el rendimiento académico de los estudiantes universitarios]. *Library Philosophy and Practice*, 4 (1). <https://digitalcommons.unl.edu/libphilprac/1779/>
- O'Keeffe, G. S., y Clarke-Pearson, K. (2011). The impact of social media on children, adolescents, and families [El impacto de las redes sociales en niños, adolescentes y familias]. *Pediatrics*, 127 (4), 800-804. <https://doi.org/10.1542/peds.2011-0054>
- Oreja-Rodríguez, J. R. (2015). *Mediciones, posicionamientos y diagnósticos competitivos*. Fundación FYDE-CajaCanarias.
- Pertegal-Vega, M. Á., Oliva-Delgado, A., y Rodríguez-Meirinhos, A. (2019). Revisión sistemática del panorama de la investigación sobre redes sociales: taxonomía sobre experiencias de uso. *Comunicar*, 27 (60), 81-91. <https://doi.org/10.3916/C60-2019-08>
- Rasch, G. (1980). *Probabilistic models for intelligence and attainment tests (expanded edition)*. University of Chicago Press.
- Seabrook, E. M., Kern, M. L., y Rickard, N. S. (2016). Social networking sites, depression, and anxiety: A systematic review [Redes sociales, depresión y ansiedad: una revisión sistemática]. *JMIR mental health*, 3 (4), e5842. <https://doi.org/10.2196/mental.5842>
- Sekaran, U. (2000). *Research methods for business: A skill-building approach [Métodos de investigación para la empresa: un enfoque de desarrollo de habilidades]*. John Wiley & Sons.
- Suárez-Perdomo, A., Ruiz-Alfonso, Z., y Garcés-Delgado, Y. (2022). Profiles of undergraduates' networks addiction: Difference in academic procrastination and performance [Perfiles de adicción a las redes de los estudiantes universitarios: diferencias en la procrastinación y el rendimiento académicos]. *Computers & Education*, 181, 104459. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2022.104459>
- Turel, O., y Serenko, A. (2012). The benefits and dangers of enjoyment with social networking websites [Beneficios y peligros de disfrutar con las redes sociales]. *European Journal of Information Systems*, 21 (5), 512-528. <https://doi.org/10.1057/ejis.2012.1>
- Wilson, K., Fornasier, S., y White, K. M. (2010). Psychological predictors of young adults' use of social networking sites [Predictores psicológicos del uso de las redes sociales por parte de los adultos jóvenes]. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 13 (2), 173-177. <https://doi.org/10.1089/cyber.2009.0094>
- Winsteps (s. f.). *Winsteps*. <https://www.winsteps.com/winsteps.htm>
- Wolniczak, I., Cáceres-DelAguila, J. A., Palma-Ardiles, G., Arroyo, K. J., Solís-Visscher, R., Paredes-Yauri, S., Mego-Aquije, K., y Bernabe-Ortiz, A. (2013). Association between Facebook dependence and poor sleep quality: a study in a sample of undergraduate students in Peru [Asociación entre la dependencia de Facebook y la mala calidad del sueño: un estudio en una muestra de estudiantes universitarios en Perú]. *PloS One*, 8 (3), e59087. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0059087>
- Wright, B. D. (2002). Number of person or item strata: $(4 * \text{Separation} + 1) / 3$ [Número de estratos de personas o artículos: $(4 * \text{Separación} + 1) / 3$]. *Rasch Measurement Transactions*, 16, 888. <https://www.rasch.org/rmt/rmt163f.htm>
- Wright, B. D., y Stone, M. H. (2003). Five steps to science: Observing, scoring, measuring, analyzing, and applying [Cinco pasos hacia la ciencia: observar, puntuar, medir, analizar y aplicar]. *Rasch Measurement Transactions*, 17 (1), 912-913. <https://www.rasch.org/rmt/rmt171j.htm>
- Xanidis, N., y Brignell, C. M. (2016). The association between the use of social network sites, sleep quality and cognitive function during the day [La asociación entre el uso de sitios de redes sociales, la calidad del sueño y la función cognitiva durante el día]. *Computers in Human Behavior*, 55, 121-126. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.09.004>
- Zamora Araya, J. A., Smith Castro, V., Montero Rojas, E., y Moreira Mora, T. E. (2018). Advantages of the Rasch Model for analysis and interpretation of attitudes : The case of the benevolent sexism subs-

cale [Ventajas del modelo Rasch para el análisis y la interpretación de actitudes: el caso de la subescala de sexismo benévolo]. *Revista Evaluar*, 18 (3). <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n3.22201>

Biografía de los autores

Arminda Suárez-Perdomo es Doctora en Psicología Evolutiva y Profesora del Departamento de Didáctica e Investigación Educativa de la Universidad de La Laguna. Sus líneas de investigación se centran en la evaluación de programas de fomento de la parentalidad positiva en entornos virtuales de aprendizaje experiencial, el análisis de la competencia digital parental, así como el uso inadecuado de Internet en alumnado universitario y su posible influencia de las conductas de procrastinación y las metas educativas.

 <https://orcid.org/0000-0002-6755-5284>

Yaritza Garcés-Delgado es Doctora en Educación con Mención Internacional del título y Profesora del Área de Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación del Departamento de Didáctica e Investigación Educativa de la Universidad de La Laguna (España). Es miembro investigador del Grupo Universitario de Formación y Orientación Integrada (GUFOI) y del grupo de investigación e innovación EDULLAB (Laboratorio de Educación y Nuevas Tecnologías), ambos pertenecientes al catálogo de grupos de investigación consolidados de la Universidad de La Laguna. Es miembro y delegada territorial de la Asociación Interuniversitaria de Investigación Pedagógica (AIDIPE) en Canarias. Sus líneas de investigación se centran en el desarrollo de métodos y líneas

de investigación aplicadas a la educación, la orientación académica y laboral del estudiantado y las tecnologías aplicadas a la educación.

 <https://orcid.org/0000-0003-3471-1014>

Edgar García-Álvarez es Doctor en Organización de Empresas. Está especializado en gestión universitaria, transferencia de conocimiento e innovación empresarial. Las áreas de conocimiento académico son (1) organización y administración de empresas, (2) metodología estadística basada en la Teoría del Modelo de Rasch (TMR) y (3) sector agroalimentario. Actualmente es Administrador de la Escuela Politécnica Superior de Ingeniería (EPSI) de la Universidad de La Laguna y profesor-tutor en la Universidad Nacional de Educación a Distancia (UNED).

 <https://orcid.org/0000-0003-3008-9571>

Zuleica Ruiz-Alfonso es Doctora por la Facultad de Ciencias de la Educación de la Universidad de Las Palmas de Gran Canaria. Actualmente trabaja como investigadora postdoctoral Juan de la Cierva-Incorporación en el Departamento de Didáctica e Investigación Educativa de la Universidad de La Laguna, financiada por el Ministerio de Ciencia e Innovación de España. Su principal línea de investigación se centra en analizar cómo mejorar la implicación y el rendimiento del alumnado a través de variables susceptibles de modificación, como la efectividad docente y la pasión hacia el aprendizaje.

 <https://orcid.org/0000-0001-7090-0096>

Sumario *

Table of Contents **

José Antonio Ibáñez-Martín

Palabras finales

Last words

Elías Said-Hung y Juan Luis Fuentes

Editorial

Editorial

Estudios Studies

Catherine L'Ecuyer

Montessori: origen y razones de las críticas a una de las pedagogías más controvertidas de la historia

Montessori: Origin and reasons for the criticisms of one of the most controversial pedagogies of all time

251

Fátima Olivares, Raquel Fidalgo y Mark Torrance

Efectos de una instrucción estratégica-autorregulada en el proceso de comprensión y autoeficacia lectora del alumnado de educación primaria

Effects of self-regulated strategy instruction on the reading comprehension process and reading self-efficacy in primary student

271

Rocío Peña-Vázquez, Olga González Morales, Pedro

Ricardo Álvarez-Pérez y David López-Aguilar

Construyendo el perfil del alumnado con intención de abandono de los estudios universitarios

Building the profile of students with the intention of dropping out of university studies

291

Paula Herrero-Diz, Milagrosa Sánchez-Martín, Pilar Aguilar y José Antonio Muñiz-Velázquez

La vulnerabilidad de los adolescentes frente a la desinformación: su medición y su relación con el pensamiento crítico y la desconexión moral

Adolescents' vulnerability to disinformation: Its measurement and relationship to critical thinking and moral disengagement

317

Notas Notes

Camino Ferreira, Alba González-Moreira y Ester Benavides

Análisis y buenas prácticas del sistema de orientación universitaria para estudiantes con discapacidad

Analysis and good practices of the university guidance system for students with disabilities

339

Arminda Suárez-Perdomo, Yaritza Garcés-Delgado, Edgar García-Álvarez y Zuleica Ruiz-Alfonso

Propiedades psicométricas del cuestionario de adicción a las redes sociales (ARS) a población universitaria

Psychometric properties of the Social Network Addiction Questionnaire (SNAQ) for undergraduates

361

Elena López-de-Arana Prado, L. Fernando Martínez-Muñoz, María Teresa Calle- Molina, Raquel Aguado Gómez y M.ª Luisa Santos-Pastor

Construcción y validación de un instrumento para la evaluación de la calidad de proyectos de aprendizaje-servicio universitario a través del método Delphi

Construction and validation of an instrument for evaluating the quality of university service-learning projects using the Delphi method

381

* Todos los artículos están también publicados en inglés en la página web de la revista: <https://revistadepedagogia.org/en>.

** All the articles are also published in English on the web page of the journal: <https://revistadepedagogia.org/en>.

Reseñas bibliográficas

Curren, R. (2022). *Handbook of philosophy of education [Manual de filosofía de la educación]* (Ka Ya Lee y Eric Torres). **Belando Montoro, M. (2022). (Ed.).** *Participación cívica en un mundo digital* (Tania García Bermejo). **Ruiz-Corbella, M. (Ed.).** *Escuela y primera infancia. Aportaciones desde la Teoría de la Educación* (Ana Caseiro Vázquez). **Ahedo, J., Caro, C. y Arteaga-Martínez, C. (Coords.) (2022).** *La familia: ¿es una escuela de amistad?* (Paula Álvarez Urda).

403

Informaciones

Convocatoria de número monográfico: «Nuevos enfoques en la investigación en Educación Musical»; Congreso «Character and virtue education in Europe: Challenges and opportunities»; Congreso «The value of diversity in education and educational research» ECER 2023; VII Congreso Anual del Aretai Center on Virtues «Phronesis, virtues, and meta-virtues»; XXXV Congreso Internacional de la Sociedad Iberoamericana de Pedagogía Social; 49º Congreso de la Association for Moral Education «Positive youth development and moral education: Building bridges».

419

Instrucciones para los autores

Instructions for authors

427



ISSN: 0034-9461 (Impreso), 2174-0909 (Online)

<https://revistadepedagogia.org/>

Depósito legal: M. 6.020 - 1958

INDUSTRIA GRÁFICA ANZOS, S.L. Fuenlabrada - Madrid

Psychometric properties of the Social Network Addiction Questionnaire (SNAQ) for undergraduates

Propiedades psicométricas del cuestionario de adicción a las redes sociales (ARS) a población universitaria

Arminda SUÁREZ-PERDOMO, PhD. Assistant Professor. Universidad de La Laguna (asuper@ull.edu.es).

Yaritza GARCÉS-DELGADO, PhD. Assistant Professor. Universidad de La Laguna (ygarcesd@ull.edu.es).

Edgar GARCÍA-ÁLVAREZ, PhD. Administrator of the Escuela Politécnica Superior de Ingeniería (EPSI) (edgarcia@ull.edu.es).

Zuleica RUIZ-ALFONSO*, PhD. Postdoctoral researcher on the Juan de la Cierva programme. Universidad de La Laguna (zruizalf@ull.edu.es).

Abstract:

Social network addiction in young people has been extensively studied and associated with multiple factors. Among the scales designed to measure this, the 24-item version of the Social Network Addiction Questionnaire (SNAQ) is one of the most widely used. This study analyses the psychometric properties of the Spanish version adapted to undergraduates. The content and construct validity of the scale was explored using the Rasch model and a confirmatory factor analysis. The data categorisation structure, construct dimensionality,

model fit, subject and item reliability, Wright Map structure, and differential item functioning (DIF) were specifically analysed. 1,809 students from 24 Spanish universities participated. The results indicate that the SNAQ presents good reliability and dimensionality, and a good model fit; however, elements in need of improvement are appreciated mainly in the proposed Likert scale, in the development of new items that measure the extremes of addiction to social network sites and in the wording of one item. With respect to factor analysis, three factors were obtained that

*Zuleica Ruiz-Alfonso's participation in this study was funded by postdoctoral contracts as part of the Juan de la Cierva-Incorporation Programme at the Spanish Ministry of Science and Innovation [IJC2020-045247-I]

Revision accepted: 2022-10-17.

This is the English version of an article originally printed in Spanish in issue 285 of the **Revista Española de Pedagogía**. For this reason, the abbreviation EV has been added to the page numbers. Please, cite this article as follows: Suárez-Perdomo, A., Garcés-Delgado, Y., García-Álvarez, E. y Ruiz-Alfonso, Z. (2023). Propiedades psicométricas del cuestionario de adicción a las redes sociales (ARS) a población universitaria | *Psychometric properties of the Social Network Addiction Questionnaire (SNAQ) for undergraduates*. *Revista Española de Pedagogía*, 81 (285), 361-379. <https://doi.org/10.22550/REP81-2-2023-06>

<https://revistadepedagogia.org/>

ISSN: 0034-9461 (Impreso), 2174-0909 (Online)

Revista Española de Pedagogía
year 81, n. 285, May-August 2023, 361-379



coincide with the original construct. With the improvements that have been observed through validation, the questionnaire could confidently be used to measure the construct in the university population. The instrument fills an important gap in the identification of addictive behaviours in the use of social networks, which could lead to a subsequent intervention involving undergraduates.

Keywords: social networks, addiction, Rasch model, undergraduates, Spain.

Resumen:

Las conductas adictivas hacia las redes sociales en jóvenes han sido ampliamente estudiadas y relacionadas con múltiples factores. Entre las escalas diseñadas para su medición, la versión de 24 ítems del cuestionario de adicción a redes sociales (ARS) es una de las más utilizadas. En este estudio, se analizaron las propiedades psicométricas de la versión española adaptada al alumnado universitario. Se exploró la validez del contenido y del constructo de la escala a través del modelo de Rasch y un análisis factorial confirmatorio. Se analizó

específicamente la estructura de categorización de datos, la dimensionalidad del constructo, el ajuste del modelo, la fiabilidad de los sujetos e ítems, la estructura del Mapa de Wright y el funcionamiento diferencial del ítem. Participaron 1809 estudiantes de 24 universidades españolas. Los resultados indican que la ARS presenta buena fiabilidad, dimensionalidad y un buen ajuste del modelo, sin embargo, se aprecian elementos de mejora principalmente en la escala Likert propuesta, en la elaboración de nuevos ítems que midan los extremos de la adicción a las redes sociales y en la redacción de un ítem. Con respecto al análisis factorial confirmatorio, se obtuvieron tres factores que coinciden con el constructo original. Con las mejoras que se han observado a través de la validación se podría utilizar el cuestionario con garantías de medición del constructo en estudiantado universitario. El instrumento cubre un vacío importante en la identificación de conductas adictivas en el uso de las redes sociales, que podría propiciar una posterior intervención con el alumnado universitario.

Descriptores: redes sociales, adicción, modelo Rasch, alumnado universitario, España.

1. Introduction

Social network sites (SNS) have become popular in recent years as a result of people searching for information and having the ability to share it interactively (Kong et al., 2021). This has produced an increase in research that examines the use of SNS in young people (Pertegal-Vega et al., 2019), by analysing the effect of this use on undergraduates' lifestyle habits (Austin-McCain,

2017), the fear of missing out (FOMO, Buglass et al., 2017) or their academic use (Gómez et al., 2012). Numerous studies have focused on exploring the effects of problematic use of SNS among young people (Baker and Algorta, 2016; Banjanin et al., 2015; Seabrook et al., 2016).

Some studies have analysed young people's excessive use of SNS as an impulse

control disorder, considering it to be a behavioural addiction (Fioravanti et al., 2012). According to Suárez-Perdomo et al. (2022), university students present different profiles of SNS addiction, related to academic procrastination; the greater the addiction, the worse the procrastination. Other authors have focused their attention on discovering the prevalence rate of addiction in adolescents (Jacobsen & Forste, 2011). SNS addiction has also been linked to social life, with the conclusion that this addiction increases the incidence of disorders such as depression, stress and anxiety (Azizi et al., 2019).

In the university setting, conditions relating to emotional problems have been identified as having the same pattern as in other addictions: the person generally becomes an addict to the behaviour as a relief from negative feelings, or as an escape or control mechanism (Balakrishnan & Shamim, 2013; Busalim et al., 2019). Other associated, relational problems include the fact that people who demonstrate SNS addiction are more concerned about friendships online than those offline (Çam & Isbulan, 2012). This addiction, moreover, produces unease, anguish, anxiety and symptoms of depression which may lead to isolation from the social environment (Kuss & Griffiths, 2017). SNS addiction has also been linked to health problems, as their excessive use may cause sleep disorders (Fossum et al., 2014), as well as encouraging a sedentary lifestyle involving a lack of exercise, rest and recovery which could lead to problems related to psychological and physiological deterioration over time (Andreassen, 2015; Xanidis & Brignell, 2016).

Considering that students with an addiction to SNS spend more time online than performing other types of activities, one of the most-studied repercussions is the effect on academic achievement. To this effect, it is expected that students with addictive behaviours involving SNS will show lower academic achievement (Andreassen, 2015). However, Mushtaq and Benraghda (2018) evaluated the positive and negative effects of SNS in academic achievement and observed that undergraduates view SNS as useful tools for the performance of academic achievement activities. Likewise, different studies (e.g., Arquero & Romero-Frías, 2013; O’Keeffe & Clarke-Pearson, 2011) have demonstrated the potential of SNS when they are used for educational purposes.

According to Cao et al. (2018) the excessive use of SNS does not automatically determine addiction. For this reason, it is deemed necessary to have sensitive instruments that can accurately identify whether or not a person shows SNS addiction. In this sense, Andreassen (2015) enumerated a set of instruments to detect SNS addiction, focusing particularly on the addiction to Facebook. Table 1 briefly presents the instruments identified.

The literature also includes the Social Network Addiction Questionnaire (SNAQ) (ARS, Ecurra & Salas, 2014), based on the DSM-IV-TR by the American Psychiatric Association (APA, 2008), which does not recognise psychological addictions as disorders. The authors’ objective was to diagnose SNS addictions as harmful to students’ education.

TABLE 1. Measurement instruments for social network addiction.

Instrument	Authors (year)	Items	Characteristics
Bergen Facebook Addiction Scale (BFAS)	Andreassen et al. (2014)	6	Analyses addiction to Facebook, using the following criteria for addiction: salience, mood modification, conflict, withdrawal, tolerance and relapse. It is scored on a five-point scale (1 very rarely, 5 very often).
Facebook Dependence Questionnaire (FDQ)	Wolniczak et al. (2013)	8	Measures dependence on Facebook. The set of items is based on a scale of internet addiction and measures self-control, satisfaction, time spent and efforts to reduce this, concerns, anxiety and other activities/issues related to Facebook. Dichotomous nominal response system (Yes/No).
Social Networking Website Scale (SNWAS)	Turel & Serenko (2012)	5	Based on the Computer Engagement/Addiction Scale by Charlton and Danforth (2007). The items are scored on a seven-point scale (1 completely disagree, 7 completely agree).
Addictive Tendencies Scale (ATS)	Wilson et al. (2010)	3	Based on general addiction theory and research into excessive use of texting and instant messaging. Composed of three basic criteria: salience, loss of control and withdrawal. The items are all scored on a seven-point scale (1 completely disagree, 7 completely agree).

To do so, they used a panel of experts in clinical, educational and psychometric psychology for the drafting, comprehension and clarity of the definitions and coherence of the items in order to reach a clear diagnosis of possible addiction. The first step was the substitution of the concept of substance for that of SNS. The instrument was subdivided into three dimensions:

1. *Obsession with social network sites.* Conceptually this covers mental engagement with SNS, through

constantly thinking, even fantasising, about being online, demonstrating anxiety and worry about lack of access.

2. *Lack of self-control in the use of social networks.* Concern about lack of self-control over SNS use with the resulting neglect of academic tasks and studies.
3. *Excessive use of social networks.* Difficulty in controlling the use of SNS, demonstrating overuse

and overexposure, which indicates the impossibility of exercising self-control when using these networks and being incapable of reducing the time spent on social network sites.

This instrument contains elements that can contribute to the analysis and diagnosis of SNS addiction in university students, favouring the evaluation of its consequences for academic success. In view of the foregoing, the objective of this study is to validate the Spanish version of the SNA (“ARS”) Questionnaire (Escurrea & Salas, 2014). Thus, the intention is to obtain an instrument with defined psychometric indicators of construct validity according to the parameters provided by the Rasch model. The purpose is to enable its use to confidently obtain accurate measurements of addictive behaviour relating to social networking among undergraduates.

2. Method

2.1. Participants

1,809 Spanish undergraduates participated from 24 Spanish universities, of which 1,316 (72.7%) were female, 465 (25.7%) male and 28 (1.5%) non-binary. According to their autonomous region in Spain, 32.6% were from the Canary Islands, 17.9% from Andalusia, 14% from Madrid, 8.6% from the Basque Country, 7.4% from Castilla and León, 7.2% from Catalonia, 7.1% from Galicia, 4.1% from Asturias, with under 1% from the regions of La Rioja, Cantabria, Aragón

and Extremadura. The average age of the participants was 21.7 years old ($SD = 5.62$), with ages ranging from 17 to 70 years old. 27.8% were in their first year, 30% in their second, 21.3% in their third, 17% in their fourth and 3.9% in their fifth year, the latter studying degrees in faculties such as Sciences, Health Sciences or Fine Arts. Purposive sampling was conducted, focusing principally on two criteria: 1) access to institutional e-mail accounts belonging to departments attached to universities and 2) representation in the sample of all the autonomous regions in Spain.

2.2. Instrument

The SNA questionnaire (Escurrea & Salas, 2014), adapted to the university population, contains 24 items divided into three factors. The first factor collects information about obsession with SNS (10 items; $\omega = .90$), the second factor about the lack of self-control in SNS use (6 items; $\omega = .87$) and the third factor about excessive SNS use (8 items; $\omega = .87$). Table 2 shows the items that comprise the scale ($\omega = .95$).

The item response options are presented on a five-category Likert scale (where 1 is completely disagree and 5 is completely agree) According to the publication by Escurrea & Salas (2014), the SNA exceeds the critical values that have been scientifically established for reliability indices (α). We therefore analysed the RMSEA, NNFI, TLI, GFI, NFI, AGFI and CFI values, adjusted to fit the indices recommended by the scientific community.

TABLE 2. Items on the SNA scale.

Items	Code
I feel a great need to stay connected to social networks.	A01
I need to spend an increasing amount of time on my social networking.	A02
The amount of time that I used to spend online on social network sites is no longer enough, I need more.	A03
As soon as I wake up, I connect to social network sites.	A04
I do not know what to do when I disconnect from social network sites.	A05
I get in a bad mood when I cannot connect to social network sites.	A06
I feel anxious when I cannot connect to social network sites.	A07
Going on social network sites and using them gives me with a feeling of relief, I relax.	A08
When I go on social networks I lose track of time.	A09
I generally spend more time on social network sites than I originally intended to.	A10
I think about what might be happening on social networks.	A11
I think about controlling my activity as regards connecting to social networks.	A12
I can disconnect from social networking for several days.	A13
I try unsuccessfully to control my habits concerning prolonged and intense use of social network sites.	A14
Even when I am involved in other activities, I cannot stop thinking about what is happening on social networks.	A15
I spend a lot of time during the day going in and out of social network sites.	A16
I spend a long time on social network sites.	A17
I keep an eye on the notifications that social network sites send me on my phone or computer.	A18
I neglect my friends or family as a result of social networking.	A19
I neglect my tasks and studies as a result of social networking.	A20
Although I am in class, I secretly go on social network sites.	A21
My partner, friends or family have drawn my attention to the time and energy I dedicate to things on social network sites.	A22
When I am in class and not online on social networks, I feel bored.	A23
I think the intensity and frequency with which I go on and use social networking is a problem.	A24

2.3. Procedure

Firstly, the Comité de Ética de la Investigación y de Bienestar Animal (*Committee on Ethics in Research and Animal Well-Being*) at the Universidad de La Laguna approved the questionnaire as being suitable (CEIBA2021-0464). Secondly, we contacted departmental administration teams at different universities by institutional e-mail, requesting that the text attached be distributed to all the teaching staff. Likewise, using the snowball technique, we asked the teachers to share an introductory text providing information about the purpose of the study and a link to the questionnaire to be completed, through their Virtual Classrooms. To ensure that ethical procedures were followed, informed consent was sought and anonymity was guaranteed, in accordance with Organic Law 3/2018, of 5 December, on Personal Data Protection and Guarantee of Digital Rights.

2.4. Statistical analyses

To analyse the psychometric properties of the SNA questionnaire, we used the Rasch Andrich Rating Scale Model by Andrich (1988), by means of the statistical package Winsteps 3.90.0 by Linacre (2015). Analysis was conducted on the data categorisation structure, psychometric dimensionality, fitting the data to the model (validity) and reliability. In addition to the statistical analysis, we used the following tools: the Wright Map and differential item functioning (DIF) on several variables (gender, age, autonomous region and academic year).

To assess the effectiveness of the response categories, the data categorisation structure should satisfy the following conditions for it to be considered as correctly calibrating the categories (Oreja-Rodríguez, 2015; Azpilicueta et al., 2019): (1) there should be at least 10 observations per response category to set stable threshold values; (2) the mean measures and thresholds should increase progressively as the variable increases on the scale of measurement; (3) the OUTFIT values should be below 2, as a value greater than 2 indicates that the category offers more misinformation than information; (4) the measures obtained should increase in value.

Regarding the construct dimensionality, this was verified by conducting a Principal Components Analysis of Residuals (PCAR) of the items. The dimensionality was calculated by establishing an expectation of probability depending on the difficulty of each item and the ability of each person (Bond and Fox, 2012). Linacre (2009) suggests that the recommended value of the gross variance explained by the measures should be $\geq 50\%$ and the gross variance explained by the items should be over four times the unexplained variance in the first contrast.

The reliability of the scale was calculated by means of the parameters established between the subjects and the items, which were interpreted using Cronbach's alpha, with the range of measurement being between 0 and 1. An acceptable minimum value is .70 (Sekaran, 2000). Another indicator of reliability is the separation measure,

which indicates the number of levels in standard error units, into which the sample of items and persons can be grouped. In Rasch (1980), the reliability index for separation (subjects and items) is equivalent to the KR-20 coefficient for dichotomous items or to the Cronbach's alpha coefficient in polytomous scales (Oreja-Rodríguez, 2015). For the separation and reliability indices, the items are considered to be sufficiently separated into difficulty levels to allow the sense and meaning of the latent variable to be reproduced (Wright and Stone, 2003). On one hand, the "person" separation index enables us to determine the ability of the instrument to separate persons along the variable measured. On the other hand, the "item" separation index allows us to determine the strata relating to features that the items can distinguish. The greater the separation, the better the instrument will separate person ability and item difficulty (Wright, 2002).

The Wright Map for combined measurement enables us to observe the position on the continuum of both persons and items graphically. Furthermore, differential item functioning (DIF) enables the identification

of bias in item interpretation. A significant contrast between two groups of persons is one which presents a difference of $>.50$ logits with $p \leq .05$ when a two-tailed Welch's test of statistical significance is calculated (García-Álvarez, 2015). Finally, the results of the Confirmatory Factor Analysis were $\chi^2(1808, 227) = 5493.823$ ($p < 0.001$), RMSEA = .113, CFI = .86 and TLI = .85.

3. Results

3.1. Analysis of the data categorisation structure

The scale presents more than 10 observations per category. The mean measures and thresholds (calibration) increase monotonically. The OUTFIT index in all categories is close to 1. Furthermore, it can be observed that the measures obtained increase in value. The combined results enable us to determine optimal categorisation in the response categories established (Table 3).

In this case, the distance between the thresholds was not greater than the 1 logit established for a five-category Likert scale.

TABLE 3. Summary of the five-category structure.

Response category	Observed count	Mean measure	Outfit MNSQ	Thresholds (calibration)	Means
1	14875	-1.48	1.17	None	(-2.16)
2	9841	-.74	.97	-.71	-.84
3	7680	-.25	.83	-.29	-.03
4	6520	.20	.93	.13	.82
5	4312	.64	1.31	.87	(2.24)

3.2. Psychometric dimensionality

Following the analysis of the psychometric dimensionality, from the unexplained gross variance in the first contrast it was observed that this can provide information regarding dimen-

sionality. Using PCAR, we were able to conclude that the test only measures one dimension, as a second dimension would need to have the strength of at least two items to be above the noise level (Table 4).

TABLE 4. Variance of standardised residuals.

	Value	Empirical	Modelled
Total gross variance	48.0266	100.0%	100.0%
Gross variance explained by the measures	24.0266	50.0%	51.1%
Gross variance explained by the persons	6.3106	13.1%	13.4%
Gross variance explained by the items	17.7161	36.9%	37.7%
Unexplained gross variance (total)	24.0000	50.0%	48.9%
Unexplained gross variance in 1st contrast	2.5097	5.2%	–
Unexplained gross variance in 2nd contrast	2.0595	4.3%	–
Unexplained gross variance in 3rd contrast	1.8496	3.9%	–
Unexplained gross variance in 4th contrast	1.6157	3.4%	–
Unexplained gross variance in 5th contrast	1.4760	3.1%	–

The data in Table 4 show the empirical and modelled values. The data obtained enable the verification of optimal dimensionality, as they present a gross variance explained by the measures of $\geq 50\%$ and a gross variance explained by the items (36.9%) of over four times the unexplained variance in the first contrast. Additionally, the eigenvalue of the unexplained gross variance in the first contrast is 2.5097, close to 2.

The PCAR process (applied to the residuals) decomposes the correlation matrix to find components (or latent factors) with

which the items may have a strong correlation (factor loading). After finding the first component, the attenuated correlation in each combination has a minimum value of .829 points, indicating a correlation between the items and enabling the measurement of the latent variable. The detailed analysis of the standardised residuals in the first contrast reflects an item with a factor loading of over .50 ($A06 = .53$).

3.3. Model fit (validity)

The results indicate a good fit to the model for items and persons according to the INFIT and OUTFIT values found

(between .5 and 1.5). The items outside the MNSQ (mean square) fit range are considered to be overestimated (very predictable) or underestimated (erratic). Following the analysis of the INFIT and OUTFIT indices (Table 5), it can be ob-

served that, with the exception of A13, the items present values that are within the permitted range (.5 and 1.5). In contrast item A13 presents misfit values in the INFIT and OUTFIT indices (2.98 and 4.43 respectively) (Table 5).

TABLE 5. Estimates of INFIT and OUTFIT.

Item	Total score	Measure	Standard error	INFIT MNSQ	OUTFIT MNSQ	PTMEA values
A13	5765	-.79	.02	2.98	4.43	-.24
A18	5087	-.45	.02	1.22	1.24	.52
A12	5868	-.84	.02	1.21	1.22	.60
A21	4957	-.38	.02	1.14	1.16	.54
A22	3177	.70	.03	1.10	.98	.54
A04	6122	-.98	.02	1.06	1.08	.60
A19	2711	1.15	.03	1.04	.89	.52
A23	3758	.29	.03	1.03	1.00	.56
A09	6141	-.99	.02	.98	1.02	.59
A11	3603	.39	.03	1.02	1.01	.57
A14	4334	-.04	.02	.90	1.00	.62
A05	3127	.73	.03	.99	.89	.56
A08	4136	.06	.02	.93	.98	.55
A07	2967	.89	.03	.95	.82	.57
A06	2893	.95	.03	.92	.88	.54
A15	2673	1.19	.03	.91	.80	.56
A02	3695	.33	.03	.82	.88	.56
A10	6260	-1.05	.02	.83	.87	.66
A03	3138	.74	.03	.85	.80	.56
A20	4322	-.04	.02	.82	.80	.65
A24	4567	-.18	.02	.75	.71	.72
A01	5081	-.43	.02	.63	.69	.65
A16	5434	-.62	.02	.61	.62	.72
A17	5422	-.62	.02	.58	.59	.72
Mean	4384.9	.00	.03	1.01	1.06	
PSD	1178.8	.71	.00	.44	.72	

We also examined the correlation between the measures in order to perform a diagnosis regarding possible incorrect data coding or errors in items. With the exception of A13, the correlation between the item measures demonstrates positive values. Item A13 presents a negative value (-.24), which indicates incongruence or errors in the data coding.

3.4. Reliability

For this questionnaire the indices of separation (26.13) and reliability (1) for the items were considered to be optimal. Similarly, the indices of separation (2.75) and reliability (.88) for the persons also proved to be satisfactory. To interpret these indices, for persons an index of >2 for separation and .80 for reliability were considered to be acceptable and for items >3 for separation and .90 for reliability (Linacre, 2018). The measurement error of the 24 items was .03 (Table 5).

3.5. Structure of Wright Map

Graph 1 shows the structure of the Wright Map, which reflects the distribution of persons (left-hand side) and items (right-hand side) together.

Graph 1 allows us to analyse the distribution of persons and items and their influence on the effectiveness of the questionnaire. The persons have a normal distribution, which is frequent behaviour. The items present a restricted distribution in a narrow range where there is clustering of items some cases. Items A15 and A19 show the lowest level of addiction (they discriminate the high-

est levels of addiction) and items A09 and A10 the highest (they discriminate the lowest levels of addiction).

In a joint analysis of persons and items, Graph 1 shows, at the top and bottom (left-hand side), extreme values at the person feature level, with very distant values in comparison to the item distribution (right-hand side). Equally, it can be observed that the latent feature level demonstrated by the persons tends to be lower than that scored by the items; the mean person measure (M on left-hand side) is lower than the mean item measure (M on right-hand side).

3.6. Differential item functioning (DIF)

We also analysed the differential item functioning (DIF) to compare the general validity of the items in different groups. The DIF analysis was conducted on the grouping variables “gender”, “autonomous region”, “age” and “academic year”, with “gender” proving to be the variable showing differential functioning. Table 6 presents the items that function differentially compared to participant gender, with items A11, A18 and A20 having particular significance (Table 6).

A positive DIF effect size indicates that the item is more difficult for the reference subject than for the comparison subject. In contrast, a negative DIF effect size indicates that the item is easier for the reference subject compared to the other. In terms of addiction, the results indicate that items A11 and A18

appear less frequently among males than females than among non-binary people. In general, the differential item functioning can be classified at a moderate level.

GRAPH 1. Wright item-person map for addiction to social network sites.

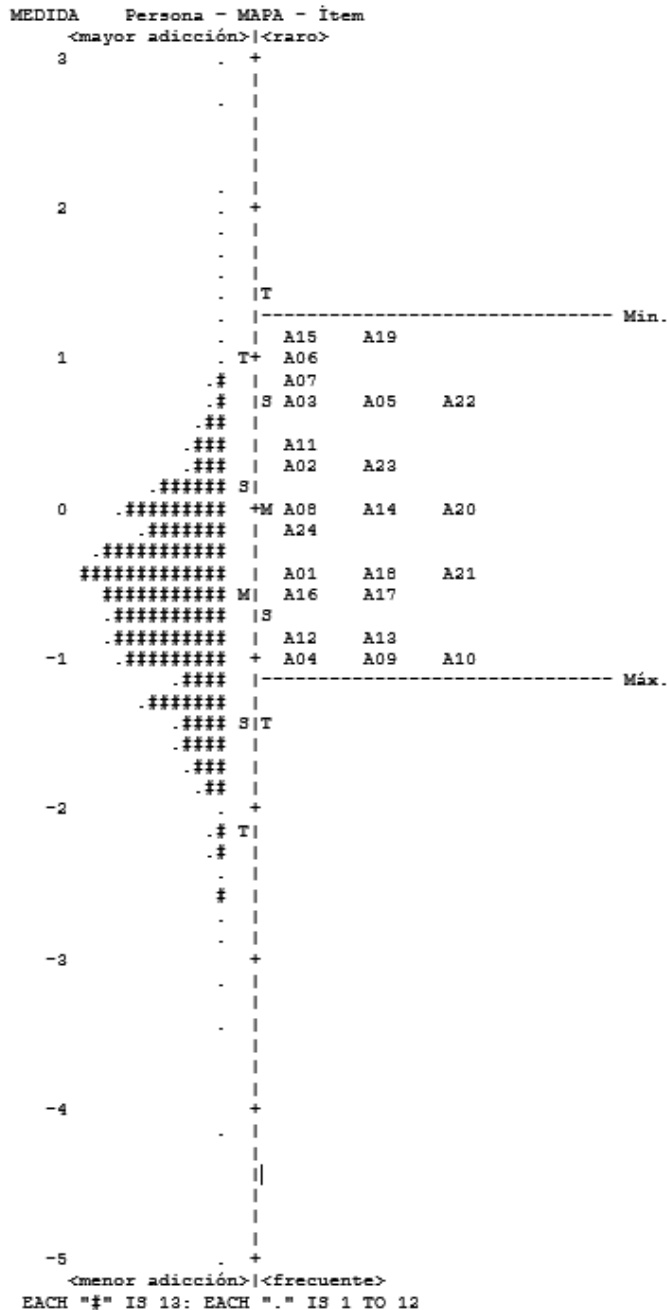


TABLE 6. Items with differential functioning (DIF).

Gender	Measure DIF	Gender	Measure DIF	DIF size	Prob. Rasch-Welch	DIF in favour of gender	Item
Male	.29	Non-binary	.81	-.52	.0265	Male	A11
Male	-.48	Non-binary	.05	-.52	.0131	Male	A18
Female	.00	Non-binary	-.59	.59	.0050	Non-binary	A20
Non-binary	.81	Male	.29	.52	.0265	Male	A11
Non-binary	.05	Male	-.48	.52	.0131	Male	A18
Non-binary	-.59	Female	.00	-.59	.0050	N	A20

3.7. Confirmatory factor analysis

Lastly, we conducted a confirmatory factor analysis, after eliminating item 13 as a result of the previous analysis. A three-factor CFA was performed, based on

the estimation of the STDYX standardisation of the model with a significance of $p \leq .001$. Table 7 shows each of the items and factor weightings belonging to the corresponding factors.

TABLE 7. Factor weightings corresponding to the items according to the factor they belong to.

Item	Factor weighting
Factor 1. Obsession with social network sites	
A02	0.711
A03	0.737
A05	0.705
A06	0.769
A07	0.793
A15	0.762
A19	0.683
A22	0.676
A23	0.685
Factor 2. Lack of self-control in the use of SNS	
A04	0.645
A11	0.680
A12	0.681
A14	0.730
A20	0.738
A24	0.865

Factor 3. Excessive use of SNS.

A01	0.740
A08	0.608
A09	0.636
A10	0.729
A16	0.817
A17	0.827
A18	0.537
A21	0.578

4. Discussion

The objective of this study was to analyse the psychometric properties of the Social Network Addiction Questionnaire (SNA; Ecurra and Salas, 2014) by applying the Rasch model. This model enables us to, as indicated by Zamora-Araya et al. (2018) improve the study and the interpretation of attitude scales, as long as the estimated person and item values are on the same scale of latent units; this provides a joint measurement that can be used for interpretations referring to the criterion in terms of qualitative descriptions of the respondent. Furthermore, the interpretation of the Rasch model scores is not based on group rules, but rather it can be based on the item content and the processes in which the person has a high or low response probability, meaning that this feature of the model has great diagnostic power (Zamora-Araya et al., 2018).

In the analysis of the data categorisation structure, the distance between the thresholds of each category should establish that each step defines a different

feature in the variable (Azpilicueta et al., 2019). According to Linacre (2002), the distance between thresholds diminishes as the number of response categories rises, so he therefore recommends that polytomous items should advance at least 1 logit for a five-category scale but no more than 5 logits to avoid wide gaps in the variable. The results of this analysis show that the distance between the thresholds in each category did not exceed 1 logit, which suggests that the test could be extended to a seven-category Likert scale with the purpose of increasing the level of measurement.

Likewise, optimal psychometric indicators of dimensionality were obtained. The results showed an eigenvalue for the unexplained gross variance in the first contrast that was slighter higher than recommended, but a statistical analysis of the data set allowed us to conclude that this was a small disturbance in the data (Linacre, 2018) lacking the sufficient strength to be considered as a second dimension.

In the validity analysis, the results confirmed, in general, that the basic

psychometric requirements of the Rasch model have been met, as recommended by Linacre (2015, 2018), which proves the construct validity of the test and good functioning for each of the items. Nevertheless, as regards the fit of the data to the model, both in the MNSQ fit and the correlation analysis, a bad fit was detected in item 13. After revising item 13, a grammatical connotation was observed in the question that was different to the rest, in that the positive connotation of the item under examination differs from the negative connotations of the remaining 23 questions. This observation suggested that we should modify question 13 grammatically.

In relation to reliability, the indices for separation and reliability located on the scale are optimal.

As for the Wright Map, the analysis provided information about the person-item distribution. Firstly, a narrow distribution was observed for the items across the range of measurement. Secondly, we detected item clustering in some of the measure levels. Lastly, a lack of measurement was observed for the persons with extreme values, both at the top and bottom. Concerning the information as a whole, this leads to the suggestions that the test could benefit from the incorporation of items based on new issues concerning addiction that allow a greater level of addiction to be measured.

The results of the statistical analyses allow us to determine that the items in the factors established, with the exception of

item 13, adequately cover the spectrum of the construct under evaluation. The same does not occur with the results of the joint analysis, where an abnormal distribution of the items analysed was observed.

Generally, and with the focus on the parameters demonstrated in the Rasch model, the psychometric indicators obtained prove the validity of the construct and suggest, apart from the recommendations, that the instrument can be confidently used to measure behaviours of addiction to SNS among undergraduates. Likewise, the confirmatory factor analysis identifies three factors, as did the original instrument (Escurrea and Salas, 2014). Although, in this case, by eliminating item 13, in which a discordant element was identified. This instrument intends to fill a significant gap in the evaluation of problematic undergraduate behaviours that may be favouring SNS addiction (Liu and Ma, 2020). Having an instrument that is sensitive to these behaviours is of vital importance, as most instruments require greater validation (Andreassen, 2015). For this reason, the corrections made to the SNA using the values obtained by the Rasch model will enable effective identification of patterns of obsessive or excessive undergraduate behaviour relating to lack of self-control in the use of SNS, which will be of assistance in subsequent psycho-pedagogical interventions involving these students.

5. Conclusions

1. The test could be expanded to a seven-category Likert scale.

2. The Social Network Addiction Questionnaire (in its version in Spanish) should correct item 13.
3. The Social Network Addiction questionnaire should incorporate items based on new addictive behaviours to enable a greater level of addiction to be measured.

References

- American Psychiatric Association (2008). *DSM-iv-tr - Breviario: criterios diagnósticos [DSM-iv-tr - Brief: Diagnostic criteria]*. Elsevier España. https://books.google.es/books/about/DSM_IV_TR.html?hl=es&id=vA3NmKjhFAsC&redir_esc=y
- Andreassen, C. S. (2015). Online social network site addiction: A comprehensive review. *Current Addiction Reports*, 2 (2), 175-184. <https://doi.org/10.1007/s40429-015-0056-9>
- Andreassen, C. S., Torsheim, T., & Pallesen, S. (2014). Predictors of use of social network sites at work-a specific type of cyberloafing. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 19 (4), 906-921. <https://doi.org/10.1111/jcc4.12085>
- Andrich, D. (1988). *Rasch Models for measurement: SAGE Publications*. Sage Publications.
- Arquero, J. L., & Romero-Frías, E. (2013). Using social network sites in higher education: An experience in business studies. *Innovations in Education and Teaching International*, 50 (3), 238-249. <https://doi.org/10.1080/14703297.2012.760772>
- Austin-McCain, M. (2017). An examination of the association of social media use with the satisfaction with daily routines and healthy lifestyle habits for undergraduate and graduate students. *The Open Journal of Occupational Therapy*, 5 (4), 6. <https://doi.org/10.15453/2168-6408.1327>
- Azizi, S. M., Soroush, A., & Khatony, A. (2019). The relationship between social networking addiction and academic performance in Iranian students of medical sciences: A cross-sectional study. *BMC psychology*, 7 (1), 1-8. <https://doi.org/10.1186/s40359-019-0305-0>
- Azpilicueta, A. E., Cupani, M., Ghío, B., Morán, V. E., & Garrido, S. J. (2019). Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional [Adaptation using the Rasch model of three measures to estimate career decision and indecision and anxiety]. *Perspectivas en Psicología*, 16 (1), 26-37. <http://rpsico.mdp.edu.ar/handle/123456789/1108>
- Baker, D. A., & Algorta, G. P. (2016). The relationship between online social networking and depression: A systematic review of quantitative studies. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 19 (11), 638-648. <https://doi.org/10.1089/cyber.2016.0206>
- Balakrishnan, V., & Shamim, A. (2013). Malaysian Facebookers: Motives and addictive behaviours unraveled. *Computers in Human Behavior*, 29 (4), 1342-1349. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2013.01.010>
- Banjanin, N., Banjanin, N., Dimitrijevic, I., & Pantic, I. (2015). Relationship between internet use and depression: Focus on physiological mood oscillations, social networking and online addictive behavior. *Computers in Human Behavior*, 43, 308-312. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.11.013>
- Bond, T. G., & Fox, C. M. (2012). *Why measurement is fundamental. Applying the Rasch Model: Fundamental Measurement in the Human Sciences*. Routledge.
- Buglass, S. L., Binder, J. F., Betts, L. R., & Underwood, J. D. (2017). Motivators of online vulnerability: The impact of social network site use and FOMO. *Computers in Human Behavior*, 66, 248-255. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.09.055>
- Busalim, A. H., Masrom, M., & Zakaria, W. N. B. W. (2019). The impact of Facebook addiction and self-esteem on students' academic performance: A multi-group analysis. *Computers & Education*, 142, 103651. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2019.103651>
- Çam, E., & Isbulan, O. (2012). A new addiction for teacher candidates: Social networks. *Turkish Online Journal of Educational Technology-TOJET*, 11 (3), 14-19. <https://www.learntechlib.org/p/55773/>

- Cao, X., Masood, A., Luqman, A., & Ali, A. (2018). Excessive use of mobile social networking sites and poor academic performance: Antecedents and consequences from stressor-strain-outcome perspective. *Computers in Human Behavior*, 85, 163-174. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2018.03.023>
- Charlton, J. P., & Danforth, I. D. (2007). Distinguishing addiction and high engagement in the context of online game playing. *Computers in human behavior*, 23 (3), 1531-1548. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2005.07.002>
- Escurra, M., & Salas, E. (2014). Construcción y validación del cuestionario de adicción a redes sociales (ARS) [Construction and validation of the questionnaire of Social Networking Addiction (SNA)]. *Liberabit. Revista de Psicología*, 20 (1), 73-91. <http://www.scielo.org.pe/pdf/liber/v20n1/a07v20n1.pdf>
- Fioravanti, G., Dèttore, D., & Casale, S. (2012). Adolescent Internet addiction: Testing the association between self-esteem, the perception of Internet attributes, and preference for online social interactions. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 15 (6), 318-323. <https://doi.org/10.1089/cyber.2011.0358>
- Fossum, I. N., Nordnes, L. T., Storemark, S. S., Bjorvatn, B., & Pallesen, S. (2014). The association between use of electronic media in bed before going to sleep and insomnia symptoms, daytime sleepiness, morningness, and chronotype. *Behavioral Sleep Medicine*, 12 (5), 343-357. <https://doi.org/10.1080/15402002.2013.819468>
- García-Álvarez, E. (2015). *Relaciones y capacidades interorganizativas: un enfoque de Supply Chain Management (SCM) en red [Interorganizational relationships and capabilities: a networked approach to Supply Chain Management (SCM)]* [Doctoral dissertation, Universidad de La Laguna]. RIULL Repositorio Institucional. <http://riull.ull.es/xmlui/handle/915/2398>
- Gómez, M., Roses, S., & Farias, P. (2012). El uso académico de las redes sociales en universitarios [The academic use of social networks among university students]. *Comunicar*, 38 (19), 131-138. <https://doi.org/10.3916/C38-2012-03-04>
- Jacobsen, W. C., & Forste, R. (2011). The wired generation: Academic and social outcomes of electronic media use among university students. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 14 (5), 275-280. <https://doi.org/10.1089/cyber.2010.0135>
- Kong, Q., Lai-Ku, K. Y., Deng, L., & Yan-Au, A. C. (2021). Motivation and perception of Hong Kong university students about social media news. *Comunicar*, 29 (67). <https://doi.org/10.3916/C67-2021-03>
- Kuss, D. J., & Griffiths, M. D. (2017). Social networking sites and addiction: Ten lessons learned. *International journal of environmental research and public health*, 14 (3), 311. <https://doi.org/10.3390/ijerph14030311>
- Linacre, J. M. (2002). Optimizing rating scale category effectiveness. *Journal of Applied Measurement*, 3 (1), 85-106. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/11997586/>
- Linacre, J. M. (2009). *A user's guide to Winsteps-ministep: Rasch-model computer programs. Program manual 3.68. 0. IL*. <https://ia800607.us.archive.org/23/items/B-001-003-730/winsteps.pdf>
- Linacre, J. M. (2015). *A user's guide to winsteps ministep: Rasch-model computer programs*. <https://www.scienceopen.com/document?vid=9923a1a4-3164-4056-b230-bada789f854e>
- Linacre, J. M. (2018). *A user's guide to Winsteps 3.70. 0: Rasch-model computer programs. Winsteps*. https://www.researchgate.net/publication/238169941_A_User's_Guide_to_Winsteps_Rasch-Model_Computer_Program
- Liu, C., & Ma, J. (2020). Social media addiction and burnout: The mediating roles of envy and social media use anxiety. *Current Psychology*, 39 (6), 1883-1891. <https://doi.org/10.1007/s12144-018-9998-0>
- Mushtaq, A. J., & Benraghda, A. (2018). The effects of social media on the undergraduate students' academic performances. *Library Philosophy and Practice*, 4 (1). <https://digitalcommons.unl.edu/libphilprac/1779/>
- O'Keeffe, G. S., & Clarke-Pearson, K. (2011). The impact of social media on children, adolescents, and families. *Pediatrics*, 127 (4), 800-804. <https://doi.org/10.1542/peds.2011-0054>
- Oreja-Rodríguez, J. R. (2015). *Mediciones, posicionamientos y diagnósticos competitivos [Measurements, positioning and competitive diagnostics]*. Fundación FYDE-CajaCanarias.
- Organic Law 3/2018, of December 5, on Personal Data Protection and guarantee of digital rights. *Spanish Official State Gazette*, 294. <https://www.boe.es/eli/es/lo/2018/12/05/3/con>

- Pertegal-Vega, M. Á., Oliva-Delgado, A., & Rodríguez-Meirinhos, A. (2019). Systematic review of the current state of research on Online Social Networks: Taxonomy on experience of use. *Comunicar*, 27 (60), 81-91. <https://doi.org/10.3916/C60-2019-08>
- Rasch, G. (1980). *Probabilistic models for intelligence and attainment tests (expanded edition)*. University of Chicago Press.
- Seabrook, E. M., Kern, M. L., & Rickard, N. S. (2016). Social networking sites, depression, and anxiety: A systematic review. *JMIR mental health*, 3 (4), e5842. <https://doi.org/10.2196/mental.5842>
- Sekaran, U. (2000). *Research Methods for Business: A Skill-building Approach*. John Wiley & Sons.
- Suárez-Perdomo, A., Ruiz-Alfonso, Z., & Garcés-Delgado, Y. (2022). Profiles of undergraduates' networks addiction: Difference in academic procrastination and performance. *Computers & Education*, 181, 104459. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2022.104459>
- Turel, O., & Serenko, A. (2012). The benefits and dangers of enjoyment with social networking websites. *European Journal of Information Systems*, 21 (5), 512-528. <https://doi.org/10.1057/ejis.2012.1>
- Wilson, K., Fornasier, S., & White, K. M. (2010). Psychological predictors of young adults' use of social networking sites. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 13 (2), 173-177. <https://doi.org/10.1089/cyber.2009.0094>
- Winsteps (n. d.). *Winsteps*. <https://www.winsteps.com/winsteps.htm>
- Wolniczak, I., Cáceres-DelAguila, J. A., Palma-Ardiles, G., Arroyo, K. J., Solís-Visscher, R., Paredes-Yauri, S., Mego-Aquije, K., & Bernabe-Ortiz, A. (2013). Association between Facebook dependence and poor sleep quality: a study in a sample of undergraduate students in Peru. *PloS One*, 8 (3), e59087. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0059087>
- Wright, B. D. (2002). Number of person or item strata: $(4 \times \text{Separation} + 1)/3$. *Rasch Measurement Transactions*, 16, 888. <https://www.rasch.org/rmt/rmt163f.htm>
- Wright, B. D., & Stone, M. H. (2003). Five steps to science: Observing, scoring, measuring, analyzing, and applying. *Rasch Measurement Transactions*, 17 (1), 912-913. <https://www.rasch.org/rmt/rmt171j.htm>
- Xanidis, N., & Brignell, C. M. (2016). The association between the use of social network sites, sleep quality and cognitive function during the day. *Computers in Human Behavior*, 55, 121-126. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.09.004>
- Zamora Araya, J. A., Smith Castro, V., Montero Rojas, E., & Moreira Mora, T. E. (2018). Advantages of the Rasch model for analysis and interpretation of attitudes: The case of the benevolent sexism subscale. *Revista Evaluar*, 18 (3). <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n3.22201>

Authors' biographies

Arminda Suárez-Perdomo holds a doctorate in Developmental Psychology and is a Assistant Professor at the Department of Didactics and Educational Research at the Universidad de La Laguna. Her lines of research focus on the evaluation of programmes to promote positive parenting in virtual environments for experiential learning, analysis of digital parenting skills, as well as problematic internet use among undergraduates and its possible influence on the behaviour of procrastination and educational goals.

 <https://orcid.org/0000-0002-6755-5284>

Yaritza Garcés-Delgado holds a doctorate in Education which received the qualification of international doctorate and is an Assistant Professor in the Area for Research and Diagnosis Methods in Education at the Department of Didactics and Educational Research at the Universidad de La Laguna (Spain). She is a research associate in the Grupo Universitario de Formación y Orientación Integrada (GUFOI) (University Group for Integrated Training and Guidance) and

the research and innovation group EDUL-LAB (Laboratorio de Educación y Nuevas Tecnologías) (Education and New Technologies Laboratory), both officially recognised research groups at the Universidad de La Laguna. She is a member of and the regional representative for the Asociación Interuniversitaria de Investigación Pedagógica (AIDIPE) (Interuniversity Association for Pedagogical Research) in the Canary Islands. Her lines of research focus on the development of methods and lines of research applied to education, academic and career guidance for students and the application of technologies to education.

 <https://orcid.org/0000-0003-3471-1014>

Edgar García-Álvarez holds a doctorate in Business Structure. He specialises in university management, knowledge transfer and business innovation. His areas of academic knowledge are (1) business structure and administration, (2) statistical methodology based on the Rasch Model Measurement Theory (TMR) and (3) the agri-food sector.

He is currently administrator of the Escuela Politécnica Superior de Ingeniería (EPSI) at the Universidad de La Laguna and a lecturer-tutor at the Universidad Nacional de Educación a Distancia (UNED).

 <https://orcid.org/0000-0003-3008-9571>

Zuleica Ruiz-Alfonso holds a doctorate from the Facultad de Ciencias de la Educación at the Universidad de Las Palmas de Gran Canaria. She is currently working as a postdoctoral researcher as part of the Juan de la Cierva-Incorporation Programme at the Departamento de Didáctica e Investigación Educativa de la Universidad de La Laguna, funded by the Spanish Ministry of Science and Innovation. Her main line of research focuses on analysing how to improve student involvement and performance through variables capable of being modified, such as the effectiveness of teaching and passion for learning.

 <https://orcid.org/0000-0001-7090-0096>

Table of Contents

Sumario

José Antonio Ibáñez-Martín

Last words

Palabras finales

Elias Said-Hung, & Juan Luis Fuentes

Editorial

Editorial

Studies

Estudios

Catherine L'Ecuyer

Montessori: Origin and reasons for the criticisms of one of the most controversial pedagogues of all time

Montessori: origen y razones de las críticas a una de las pedagogas más controvertidas de la historia

243

247

251

271

291

Fátima Olivares, Raquel Fidalgo, & Mark Torrance

Effects of self-regulated strategy instruction on the reading comprehension process and reading self-efficacy in primary student

Efectos de una instrucción estratégica-autorregulada en el proceso de comprensión y autoeficacia lectora del alumnado de educación primaria

Rocío Peña-Vázquez, Olga González Morales, Pedro Ricardo Álvarez-Pérez, & David López-Aguilar

Building the profile of students with the intention of dropping out of university studies

Construyendo el perfil del alumnado con intención de abandono de los estudios universitarios

Paula Herrero-Diz, Milagrosa Sánchez-Martin, Pilar Aguilar, & José Antonio Muñiz-Velázquez

Adolescents' vulnerability to disinformation: Its measurement and relationship to critical thinking and moral disengagement

La vulnerabilidad de los adolescentes frente a la desinformación: su medición y su relación con el pensamiento crítico y la desconexión moral

317

Notas

Notes

Camino Ferreira, Alba González-Moreira, & Ester Benavides

Analysis and good practices of the university guidance system for students with disabilities

Análisis y buenas prácticas del sistema de orientación universitaria para estudiantes con discapacidad

339

Arminda Suárez-Perdomo, Yaritza Garcés-Delgado, Edgar García-Álvarez, & Zuleica Ruiz-Alfonso

Psychometric properties of the Social Network Addiction Questionnaire (SNAQ) for undergraduates

Propiedades psicométricas del cuestionario de adicción a las redes sociales (ARS) a población universitaria

361

Elena López-de-Arana Prado, L. Fernando Martínez-Muñoz, María Teresa Calle-Molina, Raquel Aguado-Gómez, & M.ª Luisa Santos-Pastor

Construction and validation of an instrument for evaluating the quality of university service-learning projects using the Delphi method

Construcción y validación de un instrumento para la evaluación de la calidad de proyectos de aprendizaje-servicio universitario a través del método Delphi

381

Book reviews

Curren, R. (2022). *Handbook of philosophy of education* (Ka Ya Lee and Eric Torres). **Belando Montoro, M. (2022). (Ed.).** *Participación cívica en un mundo digital [Civic participation in a digital world]* (Tania García Bermejo). **Ruiz-Corbella, M. (Ed.).** *Escuela y primera infancia. Aportaciones desde la Teoría de la Educación [School and early childhood: Contributions from the theory of education]* (Ana Caseiro Vázquez). **Ahedo, J., Caro, C., & Arteaga-Martínez, C. (Coords.) (2022).** *La*

familia: ¿es una escuela de amistad? [The family: Is it a school for friendship?] (Paula Álvarez Urda). **403**

Call for papers for the monographic issue:

"New approaches to research in Music Education"

Convocatoria de número monográfico:

«Nuevos enfoques en la investigación en Educación Musical» **419**

Instructions for authors

Instrucciones para los autores **421**

This is the English version of the research articles and book reviews published originally in the Spanish printed version of issue 285 of the **Revista Española de Pedagogía**. The full Spanish version of this issue can also be found on the journal's website <http://revistadepedagogia.org>.



ISSN: 0034-9461 (Print), 2174-0909 (Online)

<https://revistadepedagogia.org/>

Legal deposit: M. 6.020 - 1958

INDUSTRIA GRÁFICA ANZOS, S.L. Fuenlabrada - Madrid