

ORIGINAL

Una medida multidimensional de la adicción a las redes sociales: Propiedades psicométricas de las puntuaciones del AdiTec-I en adolescentes y adultos jóvenes hispanohablantes

A multidimensional measure of social networking addiction: Psychometric properties of AdiTec-I scores in Spanish-speaking adolescents and young adults

AMPARO LUJÁN-BARRERA*; LYDIA CERVERA-ORTIZ*; MARIANO CHÓLIZ*.

* Equipo de Investigación en Juego y Adicciones Tecnológicas, Facultad de Psicología, Departamento de Psicología Básica, Universitat de València (UV), Valencia, España.

Resumen

La adicción a las redes sociales (SNA) no está reconocida formalmente como trastorno, aunque suele estudiarse desde una perspectiva adictiva. La mayoría de los instrumentos disponibles ofrecen puntuaciones unidimensionales, lo que puede limitar la caracterización de la heterogeneidad sintomática. El AdiTec-I se desarrolló como un instrumento multidimensional adaptado de criterios DSM-IV-TR para evaluar la SNA. Este estudio examinó evidencias de validez basadas en la estructura interna de sus puntuaciones, estimaciones de fiabilidad, evidencias de validez convergente y discriminante, e invarianza según género y contexto cultural en adolescentes y adultos jóvenes hispanohablantes.

La muestra final incluyó 3.817 participantes de 14 a 22 años ($M = 15,94$; $DT = 1,44$) de centros educativos de España y América Latina. Un análisis factorial confirmatorio competitivo mostró que el modelo jerárquico de segundo orden, compuesto por Abuso, Abstinencia, Falta de Control y Escape, presentó ajuste adecuado y fue retenido frente a los modelos alternativos ($CFI = ,935$, $RMSEA = ,066$, $SRMR = ,046$). Las estimaciones de fiabilidad fueron adecuadas y las evidencias convergente y discriminante apoyaron la interpretación de las puntuaciones. La invarianza métrica apoyó una interpretación comparable según género y contexto cultural, mientras que la escalar solo se sostuvo parcialmente.

Estos hallazgos apoyan el AdiTec-I como un instrumento multidimensional psicométricamente sólido para evaluar la SNA en adolescentes y adultos jóvenes hispanohablantes. Su estructura jerárquica permite evaluar gravedad global e interpretar perfiles sintomáticos en contextos preventivos y clínicos. Futuros estudios deberían reforzar el dominio Escape y examinar estabilidad temporal, criterios externos y utilidad aplicada de los puntos de corte interpretativos.

Palabras clave: adicción a las redes sociales, adolescentes, propiedades psicométricas, análisis factorial confirmatorio, invarianza de medida

Abstract

Social networking addiction (SNA) is not formally recognized as a disorder in current diagnostic systems, although research has mainly approached it from an addiction-based perspective. Most available instruments provide predominantly unidimensional scores, which may limit the characterization of symptom heterogeneity. The AdiTec-I was developed as a multidimensional instrument adapted from DSM-IV-TR substance abuse and dependence criteria to assess SNA. This study examined evidence of validity based on the internal structure of AdiTec-I scores, reliability estimates, convergent and discriminant evidence, and measurement invariance across gender and cultural background in Spanish-speaking adolescents and young adults.

The final sample comprised 3,817 participants aged 14–22 years ($M = 15.94$, $SD = 1.44$) from educational institutions in Spain and Latin America. A competitive confirmatory factor analysis showed that the hierarchical second-order model, comprising Abuse, Abstinence, Lack of Control, and Escape, provided adequate fit and was retained over the alternative models ($CFI = .935$, $RMSEA = .066$, $SRMR = .046$). Reliability estimates were adequate across all domains, and convergent and discriminant evidence supported score interpretation. Metric invariance supported comparable interpretation of the latent structure across gender and cultural background, whereas scalar invariance was only partially supported.

These findings support the AdiTec-I as a psychometrically sound multidimensional instrument for assessing SNA in Spanish-speaking adolescents and young adults. Its hierarchical structure supports both overall severity assessment and profile-based interpretation of domain scores, with potential usefulness in preventive and clinical settings. Future research should strengthen the Escape domain, extend cross-group evidence, and examine temporal stability, external criteria, and the practical utility of interpretive thresholds.

Keywords: social networking addiction, adolescents, psychometric properties, confirmatory factor analysis, measurement invariance

■ Recibido: Junio 2025; Aceptado: Abril 2026.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334



■ Enviar correspondencia a:

Amparo Luján-Barrera. Universitat de València, Facultad de Psicología. Av. de Blasco Ibáñez, 21, 46010 Valencia, España. Tel.: +34 689 28 68 00. Email: amparo.lujan@uv.es

Las redes sociales (RS) están profundamente integradas en la vida social contemporánea. A comienzos de 2024, se registraron más de cinco mil millones de usuarios activos de redes sociales en todo el mundo (Kemp, 2024). En este contexto, la implicación excesiva en las RS se ha asociado con síntomas similares a los del deterioro funcional propio de los procesos adictivos (Kuss & Griffiths, 2011; Tsilosani et al., 2023). La adicción a redes sociales (ARS) se ha conceptualizado como una preocupación excesiva por las RS, impulsos persistentes de utilizar las RS y una implicación continuada pese a la interferencia con el funcionamiento social, académico, ocupacional o psicológico (Andreassen & Pallesen, 2014). Los adolescentes y los adultos jóvenes constituyen una población particularmente relevante, especialmente las chicas y las mujeres jóvenes, dado su uso intensivo de las RS y la asociación entre el uso desadaptativo de las RS y peores indicadores de salud mental (Montag et al., 2024; Shannon et al., 2022; Su et al., 2020).

En la actualidad, la ARS no está reconocida formalmente como trastorno ni en el Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales (5.^a ed., texto revisado; DSM-5-TR; American Psychiatric Association [APA], 2022) ni en la Clasificación Internacional de Enfermedades (11.^a ed.; CIE-11; Organización Mundial de la Salud [OMS], 2019). Las investigaciones iniciales solían enmarcar los problemas relacionados con las RS dentro del concepto “paraguas” de la “adicción a Internet”, un constructo que ha sido criticado por ser conceptualmente inadecuado, ya que agrupa conductas en línea diferenciadas bajo una etiqueta excesivamente amplia (Starcevic & Aboujaoude, 2017). Trabajos más recientes sugieren que las conductas en línea desadaptativas se comprenden mejor como condiciones relacionadas, pero diferenciadas, en lugar de como manifestaciones de un único trastorno indiferenciado (Baggio et al., 2024; Billieux et al., 2015).

También se han propuesto formulaciones más amplias, como “uso problemático de las RS”, como alternativas a las conceptualizaciones basadas en la adicción (Casale, 2020). Sin embargo, cuando sus límites respecto a los constructos basados en la adicción no se definen claramente, dichas formulaciones contribuyen a la heterogeneidad conceptual (Das & Chaudhary, 2026; Varona et al., 2022). A pesar de estos debates, los enfoques basados en la adicción siguen siendo muy influyentes en la investigación sobre el uso excesivo de las RS. Dentro de este marco —denominado enfoque confirmatorio—, los criterios y mecanismos desarrollados originalmente para las adicciones relacionadas con sustancias y conductuales se han adaptado a conductas en línea específicas (Billieux et al., 2015). Esta perspectiva ha orientado gran parte de la literatura sobre ARS, especialmente los trabajos basados en el modelo de componentes de la adicción de Griffiths (2005), desarrollado por analogía con los criterios de dependencia de sustancias del DSM-IV.

Estos debates conceptuales tienen implicaciones directas para la evaluación. En ausencia de criterios diagnósticos formales para la ARS, la mayoría de los instrumentos han adaptado modelos basados en la adicción. Dos de las medidas más ampliamente utilizadas son la Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS; Andreassen et al., 2016), basada en el modelo de componentes de la adicción (Griffiths, 2005), y la Social Media Disorder Scale (SMD Scale; van den Eijnden et al., 2016), derivada de los criterios de trastorno por juego en Internet del DSM-5 (APA, 2013). Ambas proporcionan principalmente una puntuación global única de gravedad y han mostrado un rendimiento psicométrico sólido en diferentes contextos. Por ejemplo, la SMD Scale ha mostrado validez transnacional en adolescentes de 44 países, mientras que la BSMAS ha mostrado evidencias de validez en múltiples contextos nacionales, junto con evidencias de invariancia transcultural y por género (Boer et al., 2022; Brailovskaia & Margraf, 2024; Leung et al., 2020; Yue et al., 2022).

Sin embargo, trabajos recientes también han destacado limitaciones de los enfoques predominantemente unidimensionales. En particular, las escalas derivadas de modelos clásicos de componentes de la adicción pueden difuminar síntomas potencialmente centrales y periféricos cuando se aplican a la ARS, lo que a su vez puede incrementar el riesgo de patologizar en exceso una implicación elevada pero no disfuncional (Cataldo et al., 2022; Fournier et al., 2023). Esta preocupación es especialmente relevante cuando el objetivo no es solo cribar la gravedad, sino también caracterizar la organización interna del constructo. Por tanto, un enfoque multidimensional puede ser más adecuado para diferenciar dominios sintomáticos y captar la heterogeneidad en la expresión de la ARS (Billieux et al., 2015; Griffiths, 2005).

La evidencia procedente de contextos hispanohablantes es coherente con esta perspectiva multidimensional. Por ejemplo, en España, la Social Network Addiction Scale (SNAddS-6S) respaldó una estructura multidimensional basada en componentes de la adicción y organizada bajo una solución de orden superior (Cuadrado et al., 2020). Asimismo, la escala Adicción a Redes Sociales (ARS), desarrollada originalmente en Perú, también fue concebida como un instrumento multidimensional (Escurrea-Mayaute & Salas-Blas, 2014), y la evidencia posterior en adolescentes mexicanos respaldó una reespecificación multidimensional de la ARS junto con invariancia de medición según el género (González-Alcántara et al., 2021). En conjunto, estos hallazgos sugieren que la adicción a redes sociales puede estar mejor representada por dominios sintomáticos diferenciados que por una única puntuación indiferenciada, lo que respalda el valor potencial de la evaluación multidimensional (Billieux et al., 2015; Cataldo et al., 2022). Al mismo tiempo, dado que la evidencia disponible en contextos hispanohablantes procede en gran medida de estudios de un solo país, la comparabilidad entre poblaciones

hispanohablantes no debe asumirse a priori, y sigue siendo necesaria una evaluación psicométrica adicional de instrumentos multidimensionales de ARS en estas poblaciones (p. ej., Machimbarrena et al., 2023).

En este contexto, el AdiTec-I se desarrolló para evaluar la ARS en adolescentes y adultos jóvenes hispanohablantes (Chóliz et al., 2016). Derivado del Test de Dependencia a Internet (TDI), el instrumento adapta los criterios de abuso y dependencia de sustancias del DSM-IV-TR al uso de las RS (APA, 2000; Chóliz & Marco, 2012). Aunque el DSM-5 reorganizó los diagnósticos relacionados con sustancias mediante la fusión de abuso y dependencia en un único trastorno y la introducción del *craving*, se mantiene una continuidad sustancial en el constructo subyacente relacionado con la adicción (APA, 2013, 2022). Por tanto, conservar el marco derivado del DSM-IV-TR preserva dominios centrales de la adicción, como el control deteriorado, los síntomas similares a la abstinencia y la interferencia funcional, que siguen estando teóricamente alineados con los modelos contemporáneos de adicción.

El AdiTec-I presenta una estructura jerárquica que comprende cuatro factores de primer orden (Abuso, Abstinencia, Falta de Control y Escape) bajo un factor de ARS de segundo orden, y proporciona tanto una puntuación total como puntuaciones específicas por dominio. De este modo, responde a dos necesidades destacadas en el campo: ir más allá de los índices puramente globales de gravedad y evaluar un modelo multidimensional en poblaciones hispanohablantes. También permite una interpretación basada en perfiles en contextos preventivos y clínicos. El instrumento original incluye además umbrales interpretativos específicos por género destinados a distinguir patrones normativos, de riesgo y potencialmente adictivos (Chóliz et al., 2016).

El objetivo del presente estudio fue aportar evidencia adicional que respalde la interpretación de las puntuaciones del AdiTec-I en una amplia muestra de adolescentes y adultos jóvenes hispanohablantes. Específicamente, se examinó la evidencia de validez basada en la estructura interna mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) competitivo, comparando el modelo jerárquico de segundo orden hipotetizado con estructuras alternativas, incluyendo un modelo unidimensional y un modelo de cuatro factores correlacionados de primer orden. También se evaluaron la fiabilidad de las puntuaciones y la evidencia de validez convergente y discriminante basada en la estructura interna. Finalmente, se analizó la invariancia de medición según el género y el contexto cultural (España frente a América Latina). Se planteó la hipótesis de que (1) el modelo jerárquico de segundo orden mostraría un ajuste adecuado y superaría a los modelos alternativos; (2) las puntuaciones del AdiTec-I demostrarían una fiabilidad satisfactoria y evidencias de validez convergente y discriminante; y (3) el modelo mostraría al menos invariancia métrica e, idealmente, invariancia esca- lar parcial según el género y el contexto cultural.

Método

Participantes y procedimiento

La muestra inicial comprendió 4.013 participantes reclutados en instituciones educativas de España y varios países de América Latina entre 2017 y 2021. Este estudio utilizó una estrategia de muestreo no probabilístico y un diseño transversal. Los estudiantes completaron el AdiTec-I de forma individual, en casos de sospecha de uso problemático o adictivo, o de forma colectiva como parte del programa de prevención universal AdiTec. Los cuestionarios fueron administrados por personal escolar autorizado (docentes o psicólogos educativos) de acuerdo con los procedimientos especificados en el manual de usuario del AdiTec (Chóliz et al., 2016). Posteriormente, las respuestas se introdujeron en la plataforma en línea de TEA Ediciones. El presente estudio se basó en la base de datos anonimizada generada durante este periodo.

Los análisis se restringieron a adolescentes y adultos jóvenes de entre 14 y 22 años, la población diana principal del instrumento (Chóliz, 2010; Chóliz et al., 2016). Los criterios de inclusión fueron: (a) haber completado el cuestionario AdiTec-I y (b) tener una edad comprendida en el intervalo de 14–22 años. Los datos de género y país de origen se utilizaron para los análisis de subgrupos cuando estaban disponibles. Se excluyeron los participantes fuera de este intervalo de edad o con datos incompletos del cuestionario.

Tras aplicar los criterios de elegibilidad, la muestra final comprendió 3.817 participantes. Los datos de género estuvieron disponibles para 3.803 participantes (99,6% de la muestra total), incluidos 2.216 hombres (58,3%) y 1.585 mujeres (41,7%). La edad media fue de 15,94 años ($DE = 1,44$). Los datos del país de origen estuvieron disponibles para 2.391 participantes (62,6% de la muestra total). De estos, 1.325 (55,4%) procedían de España y 1.066 (44,6%) de países de América Latina, incluidos Guatemala, Panamá, Colombia, Ecuador, Paraguay, Bolivia, Costa Rica, República Dominicana, Honduras, México y El Salvador.

Todos los procedimientos cumplieron con la Declaración de Helsinki y la legislación española sobre investigación biomédica, bioética y protección de datos. El protocolo fue aprobado por la Comisión de Ética de la Universitat de València (número de procedimiento: H1482079199937).

Instrumentos

El AdiTec-I es un cuestionario autoadministrado que requiere aproximadamente entre 10 y 15 minutos para completarse. Comprende 23 ítems valorados en una escala ordinal de 5 puntos según el grado de acuerdo (ítems 1–11) o la frecuencia de uso (ítems 12–23): 0 = *totalmente en desacuerdo/nunca*, 1 = *en desacuerdo/rara vez*, 2 = *neutral/a veces*, 3 = *de acuerdo/a menudo*, y 4 = *totalmente de acuerdo/muy a menudo*. Aunque algunos ítems conservan una redacción relacionada con Internet heredada del instrumento original, el cuestionario fue diseñado para evaluar la ARS, tal como

se especifica en sus instrucciones (Chóliz et al., 2016). También recoge datos sociodemográficos, incluidos el género, la edad, la institución educativa y el país de origen.

La estructura interna del AdiTec-I comprende cuatro factores interrelacionados asociados con la ARS: Abuso (7 ítems; “uso excesivo de las RS que afecta a la capacidad para participar en actividades saludables y rutinarias”), Abstinencia (7 ítems; “malestar emocional o irritabilidad cuando no es posible conectarse a las RS”), Falta de Control (7 ítems; “incapacidad para dejar de utilizar las RS pese a las consecuencias psicosociales negativas”) y Escape (2 ítems; “uso de las RS para evitar la disforia”) (Chóliz et al., 2016).

Estos cuatro factores de primer orden proporcionan cuatro puntuaciones de dominio que permiten una interpretación basada en perfiles y, cuando se combinan, forman una puntuación total para la clasificación interpretativa. A lo largo del manuscrito, estas puntuaciones se denominan puntuaciones de dominio. El manual del instrumento propone umbrales interpretativos basados en percentiles destinados a distinguir patrones de riesgo y potencialmente adictivos; sin embargo, la evaluación empírica de estos umbrales quedó fuera del alcance del presente estudio.

Estudios previos notificaron estimaciones adecuadas de consistencia interna para las puntuaciones del AdiTec-I (Chóliz et al., 2016). Los coeficientes alfa de Cronbach (α) fueron ,93 para la puntuación total y ,86, ,83, ,81 y ,79 para Abuso, Abstinencia, Falta de Control y Escape, respectivamente.

Análisis estadísticos

Todos los análisis estadísticos se realizaron utilizando RStudio y SPSS Statistics 28. Los datos sociodemográficos perdidos se examinaron antes de los análisis específicos por grupo. Hubo valores perdidos en el 0,4% de los casos ($n = 14$) para el género y en el 37,4% ($n = 1.426$) para el país de origen. El contexto cultural se operacionalizó como una variable de agrupación dicotómica basada en el país de origen (España frente a América Latina). Para los análisis que incluían el género o el contexto cultural, los casos con valores perdidos en la variable de agrupación relevante se excluyeron mediante eliminación por lista. En consecuencia, los análisis basados en el género se realizaron con 3.803 participantes, mientras que las comparaciones culturales se realizaron con los participantes con datos disponibles sobre el país de origen ($n = 2.391$). Los datos perdidos para el país de origen fueron relativamente elevados porque esta variable no se registró de forma sistemática durante todas las administraciones del programa en los centros educativos participantes. No se detectaron valores extremos que requirieran exclusión en las variables analizadas.

Para examinar la estructura interna del AdiTec-I (Hipótesis 1), se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) dentro de un marco de modelización de ecuaciones estructurales (MEE). Se utilizó un AFC competitivo para com-

par el modelo jerárquico de segundo orden hipotetizado de ARS con un modelo de cuatro factores de primer orden y una alternativa unidimensional. También se consideraron especificaciones bifactoriales alternativas; sin embargo, todas las soluciones mostraron limitaciones empíricas y conceptuales, incluidos casos de Heywood, cargas inestables o negativas, varianzas residuales bajas y restricciones de ortogonalidad incompatibles con las subdimensiones interdependientes del constructo, y por tanto no se conservaron (Bonifay et al., 2017; Reise et al., 2010; Rodríguez et al., 2016). Se utilizó estimación robusta de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (DWLS), dada la naturaleza ordinal de los ítems y el gran tamaño muestral ($N > 2.000$) (Míndrila, 2010). El ajuste del modelo se evaluó utilizando el estadístico χ^2 , el índice de ajuste comparativo (CFI; aceptable $\geq ,90$, excelente $\geq ,95$), la raíz del error cuadrático medio de aproximación (RMSEA; bueno $< ,06$, aceptable $< ,08$) y el residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR; aceptable $< ,08$) (van de Schoot et al., 2012).

Se examinó evidencia adicional relativa a la fiabilidad de las puntuaciones y a la validez convergente y discriminante basada en la estructura interna (Hipótesis 2). La validez convergente se evaluó mediante cargas factoriales estandarizadas ($\lambda \geq ,40$), varianza explicada (R^2) y varianza media extraída (AVE $\geq ,50$) (Hair et al., 2019). Siguiendo el criterio de Fornell y Larcker (1981), los valores de AVE inferiores a ,50 se consideraron aceptables cuando la fiabilidad compuesta (CR) superaba ,70. La validez discriminante se evaluó mediante las correlaciones entre las puntuaciones de dominio. La consistencia interna se estimó utilizando α de Cronbach, ω de McDonald y CR, con valores superiores a ,80 indicativos de una fiabilidad satisfactoria de las puntuaciones (Hayes & Coutts, 2020). También se calcularon las correlaciones ítem-total corregidas (CTIC) y el α si se eliminaba el ítem.

Se examinó la invariancia de medición según el género y el contexto cultural para comprobar la Hipótesis 3. Se realizó un AFC multigrupo para evaluar la invariancia configural, métrica y escalar (Byrne, 2013). Cuando no se respaldó la invariancia completa, se evaluó la invariancia parcial liberando los parámetros de los ítems no invariantes (Hirschfeld & Von Brachel, 2014). La invariancia escalar parcial se considera suficiente para realizar comparaciones significativas entre grupos (Putnick & Bornstein, 2016). La invariancia se consideró respaldada cuando $\Delta CFI \leq ,01$, $\Delta RMSEA < ,015$ y $\Delta SRMR < ,03$ para los modelos métricos y $< ,01$ para los modelos escalares. Finalmente, se realizaron pruebas t para comparar las puntuaciones de dominio entre los grupos según el género y el contexto cultural, y los tamaños del efecto se estimaron utilizando la g de Hedges (trivial: ,00–,19; pequeño: ,20–,49; medio: ,50–,79; grande: $\geq ,80$) (Cohen, 1992).

Tabla 1
Estadísticos descriptivos de los ítems y dominios del AdiTec-I

	<i>Media</i>	<i>DT</i>	<i>sk</i>	<i>ks</i>
Abuso	15,74	7,00	-0,20	-0,75
Ítem 9. <i>Creo que utilizo Internet demasiado.</i>	2,86	1,49	0,12	-1,40
Ítem 12. <i>Lo primero que hago los fines de semana cuando me levanto es conectarme a Internet.</i>	3,18	1,36	-0,18	-1,16
Ítem 13. <i>He llegado a estar conectado o conectada a Internet más de tres horas seguidas.</i>	2,54	1,37	0,44	-1,04
Ítem 15. <i>Cuando me aburro, me conecto a Internet.</i>	2,29	1,37	0,68	-0,85
Ítem 16. <i>Me he ido a dormir más tarde o he dormido menos horas por conectarme a Internet.</i>	3,29	1,41	-0,30	-1,20
Ítem 17. <i>Accedo varias veces al día a Internet para ver si tengo mensajes o algún correo de mis amigos.</i>	2,34	1,25	0,56	-0,71
Ítem 20. <i>Lo primero que hago cuando llego a casa después del colegio o del trabajo es conectarme a Internet.</i>	2,56	1,37	0,38	-1,12
Abstinencia	11,57	6,19	0,27	-0,49
Ítem 1. <i>Si no me funciona Internet en casa, intento conectarme en otro lugar.</i>	2,06	1,25	0,94	-0,25
Ítem 2. <i>Me afecta mucho cuando quiero conectarme a Internet y no funciona la red.</i>	3,19	1,34	-0,19	-1,11
Ítem 3. <i>Cada vez que me acuerdo de Internet, tengo la necesidad de conectarme.</i>	2,45	1,35	0,50	-0,97
Ítem 4. <i>Si estoy un tiempo sin Internet, me encuentro vacío y no sé qué hacer.</i>	2,51	1,46	0,45	-1,21
Ítem 5. <i>Me irrita cuando no funciona bien Internet por culpa del ordenador o de la red.</i>	3,12	1,42	-0,09	-1,27
Ítem 6. <i>Ya no es suficiente para mí conectarme la misma cantidad de tiempo que antes.</i>	3,22	1,48	-0,12	-1,39
Ítem 8. <i>Estoy obsesionado por descargar ficheros, buscar enlaces, participar en chats o subir fotos o vídeos.</i>	2,32	1,31	0,68	-0,67
Falta de Control	9,09	5,96	0,59	-0,13
Ítem 7. <i>Dedico menos tiempo a hacer otras actividades porque Internet me ocupa bastante tiempo.</i>	3,66	1,23	-0,57	-0,65
Ítem 10. <i>Me resulta muy difícil dejar de navegar por Internet cuando tengo que hacerlo porque me llaman mis padres o mis amigos o tengo que ir a algún sitio.</i>	3,18	1,44	-0,14	-1,30
Ítem 14. <i>He discutido con mis padres, familiares o amigos porque dedico mucho tiempo a Internet.</i>	3,34	1,36	-0,29	-1,12
Ítem 18. <i>He llegado tarde (a clase, salir con mis amigos, etc.) por estar conectado o conectada a Internet.</i>	1,86	1,18	1,33	0,80
Ítem 19. <i>Cuando estoy conectado o conectada a Internet, pierdo la noción del tiempo.</i>	2,85	1,35	0,18	-1,11
Ítem 21. <i>He mentido a mi familia o a otras personas sobre el tiempo que he estado conectado o conectada.</i>	3,03	1,40	-0,01	-1,26
Ítem 22. <i>Incluso cuando estoy haciendo otras tareas (en clase, con mis amigos, estudiando, etc.), pienso en Internet (descargarme ficheros, visitar páginas, subir fotos o vídeos, etc.).</i>	2,02	1,23	1,03	0,16
Escape	3,27	2,56	0,37	-1,02
Ítem 11. <i>Cuando me encuentro mal, me refugio en Internet.</i>	2,03	1,19	1,01	0,07
Ítem 23. <i>Cuando tengo algún problema, me conecto a Internet para distraerme.</i>	2,75	1,40	0,27	-1,18
ARS	39,65	18,40	0,18	-0,40

Nota. DT, desviación típica; sk, asimetría; ks, curtosis.

Resultados

Análisis descriptivo

Los estadísticos descriptivos indicaron una variabilidad adecuada en toda la escala de respuesta (Tabla 1). Entre los tres dominios de siete ítems, Abuso mostró la puntuación media más alta, seguido de Abstinencia y Falta de Control. Los valores de asimetría y curtosis a nivel de puntuación de dominio no indicaron problemas distribucionales graves. A nivel de ítem, las distribuciones mostraron una asimetría de leve a moderada en ambas direcciones, sin evidencia de desviaciones extremas que pudieran comprometer los análisis posteriores.

Análisis factorial confirmatorio competitivo

Se realizó un AFC competitivo para comparar el modelo jerárquico de segundo orden del AdiTec-I con modelos alternativos. El modelo unidimensional (Modelo 1) mostró un ajuste inadecuado, $\chi^2(230) = 7298,50$, $p < ,001$, CFI = ,878, RMSEA = ,090 [,088, ,092], SRMR = ,060. En cambio, el modelo jerárquico de segundo orden (Modelo 2) mostró un ajuste adecuado, $\chi^2(226) = 3976,67$, $p < ,001$, CFI = ,935, RMSEA = ,066 [,064, ,068], SRMR = ,046.

También se estimó y comparó un modelo de cuatro factores correlacionados de primer orden (Modelo 3). Este modelo mostró un ajuste igualmente adecuado, $\chi^2(224)$

Figura 1

Modelo jerárquico de segundo orden del AdiTec-I



Fuente: Elaborado por los autores.

Tabla 2
Índices a nivel de ítem para las puntuaciones del AdiTec-I

Dominio	Ítem	CTIC	α -ítem	λ_e	ϵ_e	R^2
Abuso	9	,433	,915	,741	,45	,494
	12	,548	,912	,724	,48	,458
	13	,565	,912	,684	,53	,407
	15	,549	,912	,714	,49	,431
	16	,517	,913	,730	,47	,470
	17	,479	,913	,630	,6	,347
Abstinencia	20	,569	,912	,755	,43	,506
	1	,453	,914	,529	,72	,245
	2	,628	,911	,672	,55	,389
	3	,530	,913	,694	,52	,415
	4	,550	,912	,685	,53	,391
	5	,589	,911	,649	,58	,346
Falta de control	6	,557	,912	,598	,64	,295
	8	,539	,912	,592	,65	,259
	7	,557	,912	,682	,54	,403
	10	,602	,911	,637	,59	,345
	14	,521	,913	,656	,57	,365
	18	,465	,914	,592	,65	,265
Escape	19	,547	,912	,641	,59	,375
	21	,622	,911	,605	,63	,282
	22	,480	,913	,676	,54	,376
	11	,577	,912	,809	,35	,569
	23	,583	,911	,838	,3	,647

Nota. CTIC, correlación ítem-total corregida; α -ítem, α si se elimina el ítem; R^2 , varianza explicada; λ_e , carga factorial estandarizada; ϵ_e , varianza residual.

= 4010,52, $p < ,001$, CFI = ,934, RMSEA = ,067 [,065, ,068], SRMR = ,045. Las correlaciones latentes estandarizadas entre los factores de primer orden en el Modelo 3 oscilaron entre ,68 y ,84 (F1–F2 = ,76, F1–F3 = ,82, F1–F4 = ,70, F2–F3 = ,84, F2–F4 = ,68, F3–F4 = ,71), lo que indica una varianza compartida sustancial entre las dimensiones.

Dadas las elevadas correlaciones latentes observadas en el Modelo 3 y el ajuste comparable de los Modelos 2 y 3, se conservó el modelo jerárquico de segundo orden como la representación más parsimoniosa de la estructura latente. En consecuencia, el Modelo 2 se utilizó en los análisis posteriores de validez e invariancia de medición (véase Figura 1).

Evidencia de validez basada en la estructura interna y consistencia interna

A continuación, se examinaron los resultados a nivel de ítem y de dominio para evaluar la estructura interna de las puntuaciones del AdiTec-I y su consistencia interna. Las cargas factoriales estandarizadas, la varianza explicada y las varianzas residuales respaldaron la validez convergente a nivel de ítem, lo que indica que todos los ítems contribuyeron de manera significativa a sus correspondientes factores de primer orden (Tabla 2). A nivel de constructo, los valores de AVE superaron ,50 para Abuso y Escape, mientras que Abstinencia y Falta de Control mostraron valores de AVE más bajos; sin embargo, los coeficientes de CR permanecieron por encima de ,70 para todos los factores, lo que respalda una interpretación aceptable de las puntuaciones en todas las dimensiones (Tabla 3).

La validez discriminante estuvo respaldada por el patrón de correlaciones entre las puntuaciones de dominio, que indicó dimensiones relacionadas pero empíricamente distinguibles (Tabla 3). Las estimaciones de consistencia interna también fueron satisfactorias. En los factores de primer orden, el α de Cronbach osciló entre ,755 y ,847,

Tabla 3Evidencia a nivel de dominio basada en estimaciones de estructura interna y consistencia interna para las puntuaciones de *AdiTec-I*

	Abuso	Abstinencia	Falta de Control	Escape	ARS
Abuso	1				
Abstinencia	,619	1			
Falta de Control	,655	,660	1		
Escape	,540	,512	,530	1	
ARS	,876	,857	,869	,689	1
α	,847	,775	,787	,755	,916
ω	,848	,772	,787	-	,915
CR	,877	,823	,829	,799	,945
AVE	,507	,402	,412	,678	,461
λ_e	,872	,882	,940	,777	-
ε_e	,24	,22	,12	,4	-
R^2	,747	,790	,873	,578	-

Nota. α , Alfa de Cronbach; ω , omega de McDonald; CR, fiabilidad compuesta; AVE, varianza media extraída; R^2 , varianza explicada; λ_e , carga factorial estandarizada; ε_e , varianza residual. La ω de McDonald no pudo estimarse para Escape con el procedimiento de SPSS utilizado en el presente estudio porque este factor comprendía solo dos ítems. Los coeficientes de correlación se obtuvieron a partir de correlaciones bivariadas de Pearson entre las puntuaciones de dominio. Todas las correlaciones fueron estadísticamente significativas ($p < ,001$).

Tabla 4Resultados del análisis de invariancia en la medición de *AdiTec-I*

Modelo	Variable	Grupo	χ^2	GL	p	CFI (Δ CFI)	SRMR (Δ SRMR)	RMSEA (Δ RMSEA)
Configural	Género	M	1.331,49	448	< ,001	,934	,049	,066
		H	1.831,13					
	Contexto cultural	E	1.291,39	448	< ,001	,945	,047	,060
		L	1.023,69					
Métrica	Género	M	1.122,26	467	< ,001	,947 (,013)	,050 (,001)	,058 (,008)
		H	1.520,72					
	Contexto cultural	E	1.105,64	467	< ,001	,954 (,009)	,049 (,002)	,055 (,005)
		L	949,67					
Escalar	Género	M	1.498,22	532	< ,001	,930 (,017)	,049 (,001)	,063 (,005)
		H	1.915,22					
	Contexto cultural	E	1.526,02	532	< ,001	,931 (,023)	,047 (,002)	,062 (,007)
		L	1.368,74					

Nota. M, mujeres; H, hombres; E, españoles; L, latinoamericanos; GL, grados de libertad.

el ω de McDonald entre ,772 y ,848, y la CR entre ,799 y ,877, mientras que la puntuación total mostró una alta consistencia interna ($\alpha = ,916$, $\omega = ,915$, CR = ,945) (Tabla 3). A nivel de ítem, las correlaciones ítem-total corregidas y el α si se eliminaba el ítem indicaron además que todos los ítems contribuyeron de manera significativa a sus respectivas dimensiones y que la eliminación de cualquier ítem no mejoraría la fiabilidad de las puntuaciones (Tabla 2).

En conjunto, estos resultados aportan evidencia de validez basada en la estructura interna de las puntuaciones del *AdiTec-I* junto con una consistencia interna adecuada.

Invariancia de medición según el género y el contexto cultural

A continuación, se examinó la invariancia de medición según el género y el contexto cultural. Antes de los análisis multigrupo, el modelo jerárquico de segundo orden se estimó por separado dentro de cada subgrupo para verificar que la estructura propuesta mostraba un ajuste adecuado. El ajuste del modelo fue adecuado para las mujeres, $\chi^2(226) = 1730,66$, $p < ,001$, CFI = ,945, RMSEA = ,065 [,062, ,068], SRMR = ,046; para los hombres, $\chi^2(226) = 2580,89$, $p < ,001$, CFI = ,922, RMSEA = ,069 [,066, ,071], SRMR = ,051; para los participantes españoles, $\chi^2(226) = 1406,07$,

Tabla 5
Resultados de las pruebas *t* de las puntuaciones de dominio y total del AdiTec-I

	Puntuación	Grupo	Media (DT)	t (GL)	p	95% IC	g de Hedges
Género	Abuso	M	16,51 (7,12)	-5,74 (3,332,68)	< ,001	-1,78, -0,87	-,19
		H	15,18 (6,86)				
	Abstinencia	M	12,17 (6,29)	-5,08 (3,345,24)	< ,001	-1,44, -0,64	-,17
		H	11,13 (6,09)				
	Falta de Control	M	9,39 (6,96)	-2,69 (3,799)	,007	-0,91, -0,14	-,09
		H	8,86 (5,88)				
	Escape	M	3,45 (2,68)	-3,66 (3,240,04)	< ,001	-0,48, -0,14	-,12
		H	3,14 (2,47)				
	ARS	M	41,51 (18,97)	-5,26 (3,285,51)	< ,001	-4,40, -2,01	-,18
		H	38,31 (17,87)				
Contexto Cultural	Abuso	E	15,91 (6,05)	2,96 (2,389)	,003	0,28, 1,40	,12
		L	15,07 (6,74)				
	Abstinencia	E	11,12 (6,31)	-4,51 (2,389)	< ,001	-1,63, -0,06	-,19
		L	12,25 (5,89)				
	Falta de Control	E	9,11 (5,99)	-0,04 (2,340,09)	,967	-0,47, 0,45	-,002
		L	9,12 (5,56)				
	Escape	E	3,12 (2,54)	-3,25 (2,389)	,001	-0,54, -0,13	-,13
		L	3,45 (2,51)				
	ARS	E	39,25 (18,63)	-0,89 (2,345,21)	,375	-2,09, 0,79	-,04
		L	39,90 (17,17)				

Nota. M, mujeres; H, hombres; E, españoles; L, latinoamericanos; DT, desviación típica; t, Estadístico *t* de Student; GL, grados de libertad; IC, intervalo de confianza; g, *g* de Hedges; *p* valores se basan en pruebas bilaterales.

$p < ,001$, CFI = ,943, RMSEA = ,063 [,060, ,066], SRMR = ,046; y para los participantes latinoamericanos, $\chi^2(226) = 1033,65$, $p < ,001$, CFI = ,943, RMSEA = ,058 [,054, ,062], SRMR = ,048. Estos resultados respaldaron continuar con los análisis multigrupo de invariancia.

Como se muestra en la Tabla 4, la invariancia métrica fue respaldada tanto según el género como según el contexto cultural. En ambas comparaciones, el CFI y el RMSEA mejoraron del modelo configural al modelo métrico, mientras que el SRMR cambió solo ligeramente. La invariancia escalar completa no fue respaldada, ya que Δ CFI superó el criterio preespecificado en ambos casos. Por tanto, se examinó la invariancia escalar parcial. Para el género, la liberación de la intersección del ítem 13 (Abuso) produjo el modelo escalar parcial seleccionado (CFI = ,900, Δ CFI = ,004; RMSEA = ,057, Δ RMSEA = ,001). Para el contexto cultural, la liberación de las intersecciones de los ítems 3 (Abstinencia), 5 (Abstinencia) y 19 (Falta de Control) produjo el modelo escalar parcial seleccionado (CFI = ,901, Δ CFI = ,010; RMSEA = ,056, Δ RMSEA = ,002). En conjunto, estos hallazgos indican que la estructura jerárquica de segundo orden fue comparable entre grupos a nivel métrico, mientras que la equivalencia escalar solo fue respaldada parcialmente.

Las comparaciones entre grupos basadas en las puntuaciones de dominio del AdiTec-I se presentan en la Tabla 5. Las mujeres puntuaron significativamente más alto que los hombres en todas las puntuaciones de dominio y en la puntuación total, aunque los tamaños del efecto fueron triviales. En cuanto al contexto cultural, los participantes españoles puntuaron más alto en Abuso, mientras que los participantes latinoamericanos puntuaron más alto en Abstinencia y Escape; no surgieron diferencias significativas para Falta de Control ni para la puntuación total. En conjunto, estos hallazgos sugieren que las comparaciones entre grupos deben interpretarse con cautela, especialmente para las dimensiones vinculadas a ítems no invariantes.

Discusión

El presente estudio examinó las propiedades psicométricas del AdiTec-I en adolescentes y adultos jóvenes hispanohablantes. En conjunto, los hallazgos respaldaron la estructura jerárquica de segundo orden hipotetizada, aportaron evidencia sobre la estructura interna de las puntuaciones del AdiTec-I junto con una fiabilidad adecuada, e indicaron invariancia métrica según el género y el contexto cultural, con solo invariancia escalar parcial. En conjunto,

estos hallazgos respaldaron el AdiTec-I como una medida multidimensional de la ARS que comprende dominios sintomáticos distinguibles, pero estrechamente relacionados.

El modelo jerárquico de segundo orden proporcionó un ajuste adecuado y una representación más parsimoniosa de la estructura de covarianza entre los dominios, al tiempo que superó a la alternativa unidimensional. Aunque el modelo de cuatro factores correlacionados también mostró un ajuste aceptable, las intercorrelaciones latentes sustanciales indicaron que la varianza común entre los dominios queda capturada de forma significativa por un factor de ARS de orden superior. Este patrón respalda la perspectiva de que la ARS no se capta adecuadamente como un único continuo indiferenciado, sino que implica componentes relacionados, aunque distinguibles, una perspectiva ampliamente coherente con trabajos recientes sobre conductas problemáticas en línea y modelos de adicción (Baggio et al., 2024; Griffiths, 2005).

Este resultado es coherente con conceptualizaciones multidimensionales recientes de la ARS, así como con críticas conceptuales más amplias de las adicciones conductuales, que enfatizan la heterogeneidad en la expresión sintomática y advierten contra la dependencia exclusiva de representaciones globales (Billieux et al., 2015; Cataldo et al., 2022; Fournier et al., 2023). Instrumentos ampliamente utilizados, como la BSMAS y la SMD Scale, han mostrado propiedades psicométricas sólidas en diferentes poblaciones y contextos (Boer et al., 2022; Brailovskaia & Margraf, 2024; Leung et al., 2020; Yue et al., 2022), y ambos instrumentos también han mostrado potencial como herramientas de cribado (Schlossarek et al., 2023). Sin embargo, su dependencia de una única puntuación compuesta puede proporcionar una caracterización menos diferenciada de los patrones sintomáticos que los enfoques multidimensionales (Cataldo et al., 2022; Fournier et al., 2023). En cambio, la estructura jerárquica del AdiTec-I respalda tanto la evaluación de la gravedad global como la interpretación basada en perfiles de las puntuaciones de dominio, lo que puede ser especialmente útil para refinar la comprensión conceptual y apoyar una evaluación individualizada.

Los resultados aportaron evidencia favorable sobre la estructura interna de las puntuaciones del AdiTec-I. Todos los ítems mostraron asociaciones significativas con sus respectivos factores, y los cuatro dominios fueron empíricamente distinguibles pese a sus fuertes interrelaciones. A nivel de constructo, el patrón de los coeficientes de AVE y CR sugiere que los dominios no muestran el mismo grado de fortaleza psicométrica, aunque todos mantuvieron niveles aceptables de fiabilidad compuesta según los criterios convencionales (Fornell & Larcker, 1981). Junto con las estimaciones satisfactorias de fiabilidad, este patrón sugiere que el AdiTec-I capta dominios sintomáticos diferenciados en lugar de un continuo plenamente indiferenciado. Desde una perspectiva de medición, esto subraya la necesidad

de interpretar las puntuaciones de dominio con el matiz adecuado, en lugar de asumir una fortaleza psicométrica equivalente en todas las dimensiones.

El factor Escape merece una atención particular. Aunque mostró un respaldo aceptable tanto a nivel factorial como de ítem, su composición de dos ítems sugiere una cobertura de contenido más limitada del dominio subyacente (Robinson, 2018). A pesar de esta limitación, el proceso que capta —el uso de las RS para regular el afecto negativo o afrontar el malestar— sigue siendo teóricamente central tanto en los marcos basados en la adicción como en los marcos más amplios de uso problemático (Griffiths, 2005; Varona et al., 2022). La modificación del estado de ánimo y el uso de las RS orientado al afrontamiento se han identificado de forma consistente como mecanismos centrales en el desarrollo y mantenimiento de las conductas digitales desadaptativas, particularmente a través de procesos de refuerzo negativo (Moretta et al., 2023; Wegmann et al., 2023). Por tanto, conservar el dominio Escape parece justificado porque capta una dimensión clínica y teóricamente significativa que no es reducible a los otros componentes. Futuras revisiones del AdiTec-I deberían fortalecer este dominio mediante el desarrollo de indicadores adicionales que capten mejor el rango de procesos de regulación afectiva implicados en la ARS.

Los hallazgos de invariancia de medición fueron mixtos. Estos hallazgos son especialmente relevantes en contextos hispanohablantes, donde varios instrumentos han mostrado propiedades psicométricas adecuadas en muestras de un solo país, pero la evidencia sobre la comparabilidad entre grupos sigue estando menos desarrollada (Cuadrado et al., 2020; Ecurra-Mayaute & Salas-Blas, 2014; González-Alcántara et al., 2021; Machimbarrena et al., 2023; Valencia-Ortiz & Cabero-Almenara, 2019). En este contexto, los hallazgos de invariancia respaldan una amplia comparabilidad de la estructura latente según el género y el contexto cultural, aunque los resultados de invariancia escalar parcial indican que las comparaciones a nivel de medias requieren una interpretación cautelosa (Putnick & Bornstein, 2016; Vandenberg & Lance, 2000). Aun así, una vez identificados los ítems no invariantes, la invariancia escalar parcial sigue siendo adecuada para muchos fines comparativos, siempre que las conclusiones se formulen con prudencia (Byrne, 2013; Putnick & Bornstein, 2016).

Las comparaciones según el contexto cultural deben interpretarse considerando los ítems no invariantes identificados. En concreto, la no invariancia se concentró en el ítem 19 (Falta de Control) y en los ítems 3 y 5 (Abstinencia). Este patrón sugiere que las diferencias transculturales pueden concentrarse en indicadores y dominios específicos, más que en la gravedad global de la ARS (Atroszko et al., 2022). Esta interpretación es compatible con el patrón de puntuaciones observado, con puntuaciones más altas en Abuso en España y puntuaciones más altas en Abstinencia y Escape

en América Latina. Diferencias similares a nivel de ítem y de dimensión se han notificado en trabajos transculturales previos con adolescentes hispanohablantes (Machimbarrena et al., 2023). En consecuencia, estas interpretaciones siguen siendo tentativas, y futuras investigaciones deberían determinar si estos ítems funcionan de manera diferente entre grupos culturales hispanohablantes porque su respuesta está condicionada por factores contextuales o culturales pese a niveles comparables del constructo subyacente.

Las comparaciones según el género deben interpretarse considerando la estructura de medición ampliamente invariante. La no invariancia se limitó al ítem 13 (Abuso), lo que sugiere una falta de equivalencia localizada a nivel de ítem, más que una ausencia más amplia de equivalencia en la estructura latente. Investigaciones similares con la SMD Scale también han informado de variación relacionada con el género en los umbrales de los ítems, lo que indica que algunos indicadores pueden ser respaldados de manera diferente pese a niveles comparables del constructo latente (Šablatúrová et al., 2022). Sin embargo, en el presente estudio, esta desviación localizada no se tradujo en diferencias significativas a nivel de dominio: las mujeres puntuaron ligeramente más alto en todos los dominios y en la puntuación total de ARS, pero los tamaños del efecto fueron triviales. Por tanto, aunque la dirección de las diferencias es coherente con estudios que informan de una mayor ARS entre chicas y mujeres jóvenes (Andreassen et al., 2016; Bányai et al., 2017; Su et al., 2020), su magnitud sugiere una relevancia práctica limitada. En consecuencia, la variación relacionada con el género en las puntuaciones del AdiTec-I parece interpretarse mejor como diferencias triviales a nivel de medias junto con una leve no invariancia en un ítem específico, más que como evidencia de diferencias significativas en la estructura latente entre grupos de género. En línea con estos hallazgos, futuros estudios deberían examinar la utilidad interpretativa de los perfiles y umbrales de puntuación específicos por género frente a criterios clínicos o funcionales externos.

La estructura multidimensional del AdiTec-I tiene claras implicaciones aplicadas. Más allá de proporcionar una puntuación total de gravedad, el instrumento permite una interpretación basada en perfiles de las puntuaciones de dominio que puede ayudar a identificar objetivos potencialmente relevantes en contextos preventivos, clínicos y de evaluación (Chóliz, 2010; Chóliz y Marco, 2012; Chóliz et al., 2016). Las puntuaciones elevadas en Falta de Control pueden indicar dificultades de autorregulación y, por tanto, pueden apuntar a la relevancia de estrategias conductuales de autogestión o entrenamiento del control ejecutivo. Las puntuaciones altas en Escape pueden reflejar una mayor dependencia de las RS para la regulación emocional, lo que apunta a la posible relevancia de las habilidades de afrontamiento, la tolerancia al malestar o componentes basados en *mindfulness*. Las puntuaciones elevadas en Abs-

tinencia pueden indicar dificultades para desconectarse de las RS y la necesidad de desarrollar rutinas alternativas, mientras que las puntuaciones altas en Abuso pueden reflejar interferencia funcional que requiere ajustes conductuales o ambientales.

Esta interpretación a nivel de dominio es coherente con la literatura reciente sobre intervención clínica en ARS, que sugiere que los enfoques dirigidos a mecanismos cognitivos, conductuales y emocionales subyacentes pueden ser más prometedores que aquellos basados únicamente en reducir el tiempo de pantalla o imponer una abstinencia generalizada (Nagata et al., 2025; Plackett et al., 2023; Pérez-Wiesner et al., 2025). En la prevención escolar, este enfoque puede ayudar a priorizar las competencias que deben abordarse, aunque la evidencia actual sobre intervenciones sobre bienestar digital sigue siendo heterogénea (Žmavc et al., 2025). En contextos de evaluación más individualizados, también puede contribuir a la formulación del caso y a la planificación de la intervención (Chóliz & Marco, 2012). Estas aplicaciones potenciales de los perfiles de dominio del AdiTec-I deben entenderse como complementos, y no como sustitutos, de los procedimientos de evaluación holística.

Este estudio presenta varias fortalezas, incluido el gran tamaño muestral, la inclusión de participantes de múltiples contextos hispanohablantes, el uso de estimadores adecuados para datos ordinales y el examen de la invariancia de medición en grupos relevantes. También deben reconocerse varias limitaciones. El diseño transversal impide obtener evidencia sobre la estabilidad de las puntuaciones a lo largo del tiempo y limita las conclusiones sobre relaciones predictivas con resultados clínicamente relevantes. La muestra no probabilística y basada en centros educativos restringe la generalización más allá de poblaciones similares, y los datos perdidos sobre el contexto cultural redujeron la muestra efectiva para algunos análisis de subgrupos. Además, el estudio se centró principalmente en la evidencia de validez basada en la estructura interna y no examinó evidencia de validez basada en relaciones con otras variables, estabilidad de las puntuaciones a lo largo del tiempo ni la precisión clasificatoria de los umbrales interpretativos propuestos.

Futuras investigaciones deberían abordar estas limitaciones examinando la estabilidad temporal de las puntuaciones del AdiTec-I en diseños longitudinales y evaluando sus relaciones con criterios externos, incluidos indicadores de salud mental, deterioro funcional y otros resultados clínicamente relevantes. La mejora del instrumento también debería priorizar la ampliación del dominio Escape y una evaluación adicional de los ítems no invariantes mediante análisis del funcionamiento diferencial de los ítems. Finalmente, la precisión y la utilidad práctica de los umbrales interpretativos propuestos deberían evaluarse frente a criterios externos de referencia antes de su uso en contextos aplicados.

En conclusión, los presentes hallazgos respaldan el AdiTec-I como un instrumento multidimensional psicométricamente sólido para evaluar la ARS en adolescentes y adultos jóvenes hispanohablantes. Su estructura jerárquica y la evidencia disponible sobre la estructura interna y la comparabilidad entre grupos respaldan su uso en contextos de investigación y evaluación. Es importante destacar que su diseño multidimensional puede facilitar la identificación de perfiles sintomáticos heterogéneos y, de este modo, contribuir a estrategias de prevención e intervención más específicas.

Agradecimientos

Este trabajo ha sido posible gracias al convenio entre el Plan Municipal de Adicciones (PMA) del Ayuntamiento de Valencia y la Unidad de Investigación “Juego y Adicciones Tecnológicas” de la Universitat de València (UV).

Los autores desean agradecer a TEA Ediciones la concesión de acceso al conjunto de datos utilizado en este estudio, así como haber facilitado el proceso de recogida de datos a través de su plataforma digital. También agradecemos a los profesionales e instituciones educativas que colaboraron administrando el AdiTec-I y cargando los datos de evaluación. Su generosa participación fue esencial para el desarrollo de esta investigación.

Conflicto de intereses

Los autores declaran que TEA Ediciones no tuvo ningún papel en el diseño, el análisis ni la interpretación del estudio.

Contribuciones de los autores

Amparo Luján-Barrera: Conceptualización, Validación, Investigación, Tratamiento de datos, Metodología, Análisis formal, Redacción - Borrador original, Visualización.

Lydia Cervera-Ortiz: Validación, Investigación, Redacción - Revisión y Edición.

Mariano Chóliz: Conceptualización, Validación, Recursos, Redacción - Revisión y Edición, Supervisión, Administración del proyecto, Adquisición de financiación.

Declaración sobre inteligencia artificial generativa

Las herramientas de inteligencia artificial generativa se utilizaron exclusivamente para apoyar la edición lingüística y la revisión del manuscrito. Específicamente, se utilizaron para ayudar a mejorar la claridad, la redacción, la gramática y el estilo en pasajes seleccionados del manuscrito. No se utilizaron herramientas de inteligencia artificial generativa

para generar datos, realizar análisis, interpretar resultados ni extraer conclusiones científicas. Todos los resultados asistidos por IA fueron revisados críticamente y editados por los autores, quienes asumen plena responsabilidad por el contenido final del manuscrito.

Referencias

- American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders, Fourth edition, Text revision* (4th ed., text rev.). American Psychiatric Association.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed.). American Psychiatric Association. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>
- American Psychiatric Association. (2022). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed., text rev.). American Psychiatric Association Publishing. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425787>
- Andreassen, C. S., & Pallesen, S. (2014). Social network site addiction—An overview. *Current Pharmaceutical Design, 20*(25), 4053–4061. <https://doi.org/10.2174/13816128113199990616>
- Andreassen, C. S., Billieux, J., Griffiths, M. D., Kuss, D. J., Demetrovics, Z., Mazzoni, E., & Pallesen, S. (2016). The relationship between addictive use of social media and video games and symptoms of psychiatric disorders: A large-scale cross-sectional study. *Psychology of Addictive Behaviors, 30*(2), 252–262. <https://doi.org/10.1037/adb0000160>
- Atroszko, P. A., El Abiddine, F. Z., Malik, S., Mamun, M. A., Vally, Z., & Czerwiński, S. K. (2022). Lack of measurement invariance in a widely used Facebook addiction scale may thwart progress in research on social-network-use disorder: A cross-cultural study. *Computers in Human Behavior, 128*, 107132. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2021.107132>
- Baggio, S., Bosson, M., Berle, D., Starcevic, V., Simon, O., & Billieux, J. (2024). Problematic online behaviors constitute related yet distinct conditions: A cross-sectional study. *Computers in Human Behavior, 160*, 108358. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2024.108358>
- Bányai, F., Zsila, Á., Király, O., Maraz, A., Elekes, Z., Griffiths, M. D., Andreassen, C. S., & Demetrovics, Z. (2017). Problematic social media use: Results from a large-scale nationally representative adolescent sample. *PLOS ONE, 12*(1), e0169839. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0169839>
- Billieux, J., Schimmenti, A., Khazaal, Y., Maurage, P., & Heeren, A. (2015). Are we overpathologizing everyday life? A tenable blueprint for behavioral addiction research. *Journal of Behavioral Addictions, 4*(3), 119–123. <https://doi.org/10.1556/2006.4.2015.009>

- Boer, M., van den Eijnden, R. J. J. M., Finkenauer, C., Boniel-Nissim, M., Marino, C., Inchley, J., Cosma, A., Paakkari, L., & Stevens, G. W. J. M. (2022). Cross-national validation of the social media disorder scale: Findings from adolescents from 44 countries. *Addiction, 117*(3), 784–795. <https://doi.org/10.1111/add.15709>
- Bonifay, W., Lane, S. P., & Reise, S. P. (2017). Three concerns with applying a bifactor model as a structure of psychopathology. *Clinical Psychological Science, 5*(1), 184–186. <https://doi.org/10.1177/2167702616657069>
- Brailovskaia, J., & Margraf, J. (2024). Addictive social media use during COVID-19 outbreak: Validation of the Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS) and investigation of protective factors in nine countries. *Current Psychology, 43*(14), 13022–13040. <https://doi.org/10.1007/s12144-022-03182-z>
- Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203805534>
- Casale, S. (2020). Problematic social media use: Conceptualization, assessment and trends in scientific literature. *Addictive Behaviors Reports, 12*, 100281. <https://doi.org/10.1016/j.abrep.2020.100281>
- Cataldo, I., Billieux, J., Esposito, G., & Corazza, O. (2022). Assessing problematic use of social media: Where do we stand and what can be improved? *Current Opinion in Behavioral Sciences, 45*, 101145. <https://doi.org/10.1016/j.cobeha.2022.101145>
- Cohen, J. (1992). Things I have learned (so far). *Anales de Psicología, 8*(1-2), 3–18. <https://revistas.um.es/analesps/article/view/28521>
- Chóliz, M. (2010). *PrevTec 3.1: Programa de prevención de las adicciones tecnológicas*. Fejar Ediciones
- Chóliz, M., & Marco, C. (2012). *Adicción a Internet y Redes Sociales: Tratamiento Psicológico*. Alianza Editorial.
- Chóliz, M., Marco, C., & Chóliz, C. (2016). *ADITEC. Evaluación y prevención de la adicción a internet, móvil y videojuegos*. TEA Ediciones.
- Cuadrado, E., Rojas, R., & Tabernero, C. (2020). Development and validation of the Social Network Addiction Scale (SNAddS-6S). *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education, 10*(3), 763–778. <https://doi.org/10.3390/ejihpe10030056>
- Das, P., & Chaudhary, A. (2026). Navigating the terminological confusion in addiction-adjacent internet and social media use constructs: Recommendations based on a rapid conceptual review. *Journal of Technology in Behavioral Science*. <https://doi.org/10.1007/s41347-025-00590-3>
- Escurrea-Mayaute, M., & Salas-Blas, E. (2014). Construcción y validación del cuestionario de adicción a redes sociales (ARS). *Liberabit, 20*(1), 73-91. http://www.scielo.org.pe/scielo.php?pid=S1729-48272014000100007&script=sci_arttext&tlng=pt
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research, 18*(1), 39–50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Fournier, L., Schimmenti, A., Musetti, A., Boursier, V., Flayelle, M., Cataldo, I., Starcevic, V., & Billieux, J. (2023). Deconstructing the components model of addiction: An illustration through “addictive” use of social media. *Addictive Behaviors, 143*, 107694. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2023.107694>
- González-Alcántara, K. E., Tortolero, R. C., & Silva, C. (2021). Valoración psicométrica del Cuestionario de Adicción a Redes Sociales (ARS) en adolescentes mexicanos. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes, 8*(3), 26-34. <https://doi.org/10.21134/rpcna.2021.08.3.3>
- Griffiths, M. (2005). A ‘components’ model of addiction within a biopsychosocial framework. *Journal of Substance Use, 10*(4), 191–197. <https://doi.org/10.1080/14659890500114359>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage.
- Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use Omega Rather than Cronbach’s Alpha for Estimating Reliability. *But... Communication Methods and Measures, 14*(1), 1–24. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>
- Hirschfeld, G., & von Brachel, R. (2014). Improving multiple-group confirmatory factor analysis in R: A tutorial in measurement invariance with continuous and ordinal indicators. *Practical Assessment, Research, and Evaluation, 19*(1), 7. <https://doi.org/10.7275/QAZY-2946>
- Kemp, S. (2024, January 31). *Digital 2024: Global overview report*. DataReportal. <https://datareportal.com/reports/digital-2024-global-overview-report>
- Kuss, D. J., & Griffiths, M. D. (2011). Online social networking and addiction—A review of the psychological literature. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 8*(9), 3528–3552. <https://doi.org/10.3390/ijerph8093528>
- Leung, H., Pakpour, A. H., Strong, C., Lin, Y.-C., Tsai, M.-C., Griffiths, M. D., Lin, C.-Y., & Chen, I.-H. (2020). Measurement invariance across young adults from Hong Kong and Taiwan among three internet-related addiction scales: Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS), Smartphone Application-Based Addiction Scale (SABAS), and Internet Gaming Disorder Scale-Short Form (IGDS-SF9) (Study Part A). *Addictive Behaviors, 101*, 105969. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2019.04.027>
- Machimbarrena, J. M., Varona, M., Muela, A., & González-Cabrera, J. M. (2023). Profiles of problematic social networking site use: A cross-cultural validation of a scale with Spanish and Mexican adolescents. *Cyberpsychology: Journal of Psychosocial Research on Cyberspace, 17*(3). <https://doi.org/10.5817/CP2023-3-5>

- Míndrilá, D. (2010). Maximum likelihood (ML) and diagonally weighted least squares (DWLS) estimation procedures: A comparison of estimation bias with ordinal and multivariate non-normal data. *International Journal for Digital Society*, 1(1), 60–66. <https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010>
- Montag, C., Demetrovics, Z., Elhai, J. D., Grant, D., Koning, I., Rumpf, H.-J., Spada, M. M., Throuvala, M., & van den Eijnden, R. (2024). Problematic social media use in childhood and adolescence. *Addictive Behaviors*, 153, 107980. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2024.107980>
- Moretta, T., Buodo, G., Santucci, V. G., Chen, S., & Potenza, M. N. (2023). Problematic social media use is statistically predicted by using social media for coping motives and by positive reinforcement processes in individuals with high COVID-19-related stress levels. *Journal of Psychiatric Research*, 158, 104–113. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2022.12.036>
- Nagata, J. M., Hur, J. O., Talebloo, J., Lee, S., Choi, W. W., Kim, S. J., Lavender, J. M., & Moreno, M. A. (2025). Problematic social media use interventions for mental health outcomes in adolescents. *Current Psychiatry Reports*, 27(9), 491–499. <https://doi.org/10.1007/s11920-025-01619-3>
- Pérez-Wiesner, M., Bühler, K.-M., López-Moreno, J. A., & López-Salmerón, M. D. (2025). Effectiveness of psychological treatments for problematic use of internet, video games, social media and instant messaging: A systematic review and meta-analysis. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 22(10), 1598. <https://doi.org/10.3390/ijerph22101598>
- Plackett, R., Blyth, A., & Schartau, P. (2023). The impact of social media use interventions on mental well-being: Systematic review. *Journal of Medical Internet Research*, 25, e44922. <https://doi.org/10.2196/44922>
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71–90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Reise, S. P., Moore, T. M., & Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations: exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544–559. <https://doi.org/10.1080/00223891.2010.496477>
- Robinson, M. A. (2018). Using multi-item psychometric scales for research and practice in human resource management. *Human Resource Management*, 57(3), 739–750. <https://doi.org/10.1002/hrm.21852>
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137–150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Šablatúrová, N., Rečka, K., & Blinka, L. (2022). Validation of the Social Media Disorder Scale using network analysis in a large representative sample of Czech adolescents. *Frontiers in Public Health*, 10, 907522. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.907522>
- Schlossarek, S., Schmidt, H., Bischof, A., Bischof, G., Brandt, D., Borgwardt, S., Browne, D. T., Christakis, D., Hurst-Della Pietra, P., Demetrovics, Z., & Rumpf, H.-J. (2023). Psychometric properties of screening instruments for social network use disorder in children and adolescents: A systematic review. *JAMA Pediatrics*, 177(4), 419. <https://doi.org/10.1001/jamapediatrics.2022.5741>
- Shannon, H., Bush, K., Villeneuve, P. J., Hellems, K. G., & Guimond, S. (2022). Problematic social media use in adolescents and young adults: Systematic review and meta-analysis. *JMIR Mental Health*, 9(4), e33450. <https://doi.org/10.2196/33450>
- Starcevic, V., & Aboujaoude, E. (2017). Internet addiction: Reappraisal of an increasingly inadequate concept. *CNS Spectrums*, 22(1), 7–13. <https://doi.org/10.1017/S1092852915000863>
- Su, W., Han, X., Yu, H., Wu, Y., & Potenza, M. N. (2020). Do men become addicted to internet gaming and women to social media? A meta-analysis examining gender-related differences in specific internet addiction. *Computers in Human Behavior*, 113, 106480. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2020.106480>
- Tsilosani, A., Chan, K., Steffens, A., Bolton, T. B., & Kowalczyk, W. J. (2023). Problematic social media use is associated with depression and similar to behavioral addictions: Physiological and behavioral evidence. *Addictive Behaviors*, 145, 107781. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2023.107781>
- Valencia-Ortiz, R., & Cabero-Almenara, J. (2019). La adicción a las redes sociales: Validación de un instrumento en el contexto mexicano. *Salud y drogas*, 19(2), 149–159. <https://www.redalyc.org/pdf/839/83982642015.pdf>
- van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), 486–492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- van den Eijnden, R. J. J. M., Lemmens, J. S., & Valkenburg, P. M. (2016). The Social Media Disorder Scale. *Computers in Human Behavior*, 61, 478–487. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.03.038>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–70. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Varona, M. N., Muela, A., & Machimbarrena, J. M. (2022). Problematic use or addiction? A scoping review on conceptual and operational definitions of negative social networking sites use in adolescents. *Addictive Be-*

haviors, 134, 107400. <https://doi.org/10.1016/j.add-beh.2022.107400>

Wegmann, E., Schiebener, J., & Brand, M. (2023). Social-networks use as adaptive or maladaptive strategy for coping with stress. *Scientific Reports*, 13(1), 11895. <https://doi.org/10.1038/s41598-023-39042-4>

World Health Organization. (2019). *International classification of diseases, 11th revision (ICD-11)*. <https://icd.who.int/en>.

Yue, H., Zhang, X., Cheng, X., Liu, B., & Bao, H. (2022). Measurement invariance of the Bergen Social Media Addiction Scale across genders. *Frontiers in Psychology*, 13, 879259. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.879259>

Žmavc, M., Horvat, J., Židan, M., & Selak, Š. (2025). The effectiveness of school-based interventions to reduce problematic digital technology use and screen time: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Behavioral Addictions*, 14(2), 571–589. <https://doi.org/10.1556/2006.2025.00043>