

7. Propiedades psicométricas de la escala. Uso problemático de sitios de redes sociales en adolescentes de Sonora



NYDIA GUADALUPE MACHADO ZAMORA*

MARÍA TERESA FERNÁNDEZ NISTAL**

SANTA MAGDALENA MERCADO IBARRA***

DOI: <https://doi.org/10.52501/cc.386.07>

Resumen

El objetivo del estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la escala de uso problemático de sitios de redes sociales en una muestra de adolescentes de Sonora (México) y la invariancia de medida a través del sexo. Participaron 292 adolescentes de 12 a 19 años de edad de Cajeme. Se realizó un análisis factorial exploratorio, confirmatorio y multigrupo con el estimador máxima verosimilitud robusto; la fiabilidad se analizó por consistencia interna. Los resultados mostraron un modelo de tres factores (uso compulsivo, preferencias por la interacción en línea y modificación del estado de ánimo) con buenos índices de ajuste e invariante según el sexo a nivel escalar, además de una fiabilidad buena. Las implicaciones derivadas de este estudio consistieron en brindar un instrumento útil para medir el uso problemático de sitios de redes sociales tanto para fines de evaluación como para la investigación en población adolescente de Sonora.

* Maestra en Investigación Psicológica. Profesora por asignatura en el Instituto Tecnológico de Sonora, México. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0389-3356>

** Doctora en Psicología. Profesora-investigadora en el Instituto Tecnológico de Sonora, México. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8006-3199>

*** Doctora en Planeación estratégica para la Mejora del desempeño del Instituto Tecnológico de Sonora, México. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4417-0736>

Palabras clave: *análisis factorial, redes sociales, internet, escala, adolescentes.*

Introducción

Los sitios de redes sociales son comunidades virtuales donde las personas pueden crear perfiles públicos, interactuar con amigos y conocer nuevas personas con base en sus intereses (Kuss y Griffiths, 2011). Con el paso del tiempo, los sitios de redes sociales se han vuelto más populares, lo que ha aumentado el número de usuarios a nivel mundial (We Are Social y Meltwater, 2025). En México, el número de usuarios en estos sitios ha alcanzado los 101.9 millones en 2024, lo que representa un crecimiento del 5.2% y comprende el 84% de la población mayor de seis años (Asociación de Internet Mx, 2024).

En ocasiones, el uso de estos sitios de internet puede volverse perjudicial. El uso problemático de sitios de redes sociales (PSNSU, por sus siglas en inglés) hace referencia a la preocupación y compulsión por participar excesivamente en estos sitios a pesar de las consecuencias negativas que puedan derivar de ello. Las investigaciones sobre el PSNSU han mostrado que afecta mayormente a la población adolescente (Akbari et al., 2023). Los resultados de un metaanálisis mostraron que la prevalencia de PSNSU en adolescentes de distintos países oscilaban entre el 3.22% y el 14.7% (Boer et al., 2020).

Existen distintas perspectivas teóricas para explicar el PSNSU, no obstante, no existe un marco de referencia estandarizado para medir este constructo (Varona et al., 2022). El modelo “Uso problemático Generalizado de internet” (GPIU, por sus siglas en inglés) de Caplan (2010) es de los más utilizados en las investigaciones sobre este tema. Basado en la teoría cognitivo-conductual de Davis (2001), este modelo plantea que el uso del internet funciona como una estrategia de regulación emocional; plantea que personas con problemas psicosociales tienden a preferir la interacción social en línea, lo que puede derivar en un uso compulsivo e incontrolado de internet con consecuencias negativas. El modelo GPIU está conformado por cinco dimensiones: preferencia por la interacción social en línea, regulación del estado de ánimo, preocupación, uso compulsivo y consecuencias negativas derivadas del uso de internet. Originalmente el modelo incluía más dimen-

siones, las cuales se fueron suprimiendo en investigaciones posteriores (Caplan, 2002; Caplan, 2003).

Caplan (2010) diseñó la Generalized Problematic Internet Use Scale 2 (GPIU-2) para medir las dimensiones del modelo del GPIU. Este autor analizó su validez estructural en una muestra de 785 adultos, mostrando un buen ajuste a un modelo de segundo orden ($\chi^2 = 421.12$, CFI = .95, RMSEA = .073) y una buena fiabilidad (alfa de .82 a .87). Además, se encontraron evidencias de validez discriminante entre las dimensiones de esta escala.

Machimbarrena et al. (2022) realizaron una adaptación al español de la GPIU-2 enfocada en sitios de redes sociales, renombrada como The Problematic Social Networking Site Use Scale (PSNUS). La muestra estuvo conformada por 1 534 estudiantes de España y México (del estado de Jalisco). Los resultados comprobaron la estructura de cinco factores propuesta por Caplan (2010), con buenos índices de ajuste. También se analizó la invariancia de medida de la escala según el país, donde se comprobó que el modelo era invariante a nivel escalar entre estudiantes españoles y mexicanos.

A pesar de que existe evidencia de validez de la PSNUS en población mexicana, esta solo correspondió a estudiantes del estado de Jalisco. México es un país grande con diferencias culturales en la población de los diferentes estados (Salgado et al., 2015), lo cual puede influir en la estructura de la escala. Por otro lado, no se ha explorado la invariancia de medida de la PSNUS a través del sexo, lo que puede limitar la precisión con la que se compara el uso problemático de sitios de redes sociales entre hombres y mujeres.

Los adolescentes actualmente son considerados nativos digitales, debido a que han nacido en una era donde la interacción a través de internet es habitual (Prensky, 2001). Utilizan los sitios de redes sociales para realizar actividades cotidianas, como organizar y compartir actividades académicas, socializar con amigos, mantenerse informado y pasar el tiempo (Instituto Mexicano de la Juventud, 2017). De forma específica, las redes sociales juegan un papel importante en el desarrollo de vida social y la construcción de la identidad del adolescente (Griffiths y Kuss, 2017), al constituir un lugar donde pueden expresar sus ideas y compartir sus intereses con otros. No obstante, los cambios físicos, mentales y psicosociales que se presentan en esta etapa del desarrollo (Papalia y Martorell, 2017) pueden generarles estrés y malestar emocional. Sumado a ello, el escaso control inhibitorio caracte-

rístico de la adolescencia puede propiciar que se involucren en actividades que funcionen como un escape a dicho malestar (Kardefelt-Winther, 2017), lo que puede predisponerlos a desarrollar comportamientos problemáticos con respecto al uso de internet. Por ello, es importante disponer de instrumentos válidos y fiables que permitan evaluar el constructo del PSNSU en esta población.

Considerando lo anterior, el objetivo del estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la Escala de uso problemático de sitios de redes sociales en una muestra de adolescentes de Sonora (México). Así mismo, revisar si el modelo de medida era invariante a través del sexo.

Método

El presente estudio siguió una metodología cuantitativa y fue de tipo instrumental (Ato y Benavente, 2013).

Participantes

Los participantes fueron 292 adolescentes de 12 a 19 años de edad ($M = 15.07$, $DE = 1.51$), donde el 51% de los participantes eran hombres y el 48% mujeres. El muestreo empleado fue por conveniencia; los participantes eran estudiantes de secundaria y preparatoria del sur de Sonora, los cuales fueron convocados dentro de las instituciones educativas. El 21% eran estudiantes de secundaria y el 79% de preparatoria.

Instrumentos

Se utilizó la Problematic Social Networking Site Use Scale (Machimbarrena et al., 2023), la cual es una adaptación mexicana de la GPIU-2 (Caplan, 2010). Tiene como objetivo medir los patrones de uso de redes sociales y está conformada por 15 ítems distribuidos en cinco dimensiones: preferencia por la interacción a través de redes sociales, modificación del estado de

ánimo, preocupación, uso compulsivo y consecuencias negativas. Su escala de respuesta es de tipo Likert con seis opciones, que van de completamente en desacuerdo (1) a completamente de acuerdo (6). En cuanto a la fiabilidad, se han encontrado alfa de Cronbach de .87 para preferencias por la interacción en línea, .82 para regulación del estado de ánimo, .82 para preocupación, .84 para uso compulsivo y .77 para consecuencias negativas (Machimbarrena et al., 2023).

Procedimiento

El proyecto fue aprobado por el Comité de Ética del Instituto Tecnológico de Sonora (dictamen 39). Del mismo modo, se siguieron los lineamientos éticos establecidos por la *American Psychology Association* (APA, 2017) referentes al consentimiento informado y la confidencialidad.

Se invitó a tres escuelas a participar en el estudio. Una vez obtenida la autorización institucional, se enviaron los consentimientos informados a los padres de los estudiantes menores de edad. Así mismo, se obtuvo el asentimiento por parte de los estudiantes para participar en la investigación. La aplicación del cuestionario se realizó en horario escolar dentro de los planteles educativos y de forma colectiva.

Se revisó la presencia de casos atípicos y extremos, y se evaluó el porcentaje de datos perdidos. El porcentaje de datos perdidos no superó el 5%, por lo que se imputaron manualmente a través de la media. Para el análisis de la normalidad univariada de las puntuaciones, se utilizaron los valores de asimetría y curtosis, y para la normalidad multivariada, la prueba de Mardia.

Para analizar la estructura interna de la PSNUS, se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Primeramente, se realizó un análisis AFC con las cinco dimensiones propuestas por Machimbarrena et al. (2023). La estructura probada obtuvo un ajuste marginal, aun atendiendo los índices de modificación ($CFI = .92$, $TLI = .89$, $RMSEA = .08$), por lo que se planteó realizar un AFE y posteriormente un AFC, para determinar una estructura óptima para la población adolescente de Sonora.

El AFE se realizó con el método de extracción de máxima verosimilitud (ML) con rotación varimax. El criterio para conservar los ítems dentro de una dimensión fue que obtuvieran cargas factoriales superiores a .40. El AFC se realizó con el método Máxima Verosimilitud Robusto (MLR). Para evaluar el ajuste de los datos al modelo, se utilizaron las medidas de ajuste robusto –índice de error cuadrático medio estandarizado (SRMR), error de aproximación cuadrático medio (RMSEA)– y de ajuste incremental –índice de bondad de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI)–. Para determinar un buen ajuste, se consideraron valores en CFI y TLI superiores a 0.95, y en RMSEA y SRMR inferiores a 0.07; no se consideró la medida de chi cuadrada (χ^2) debido a su sensibilidad con respecto al tamaño de la muestra y el número de variables observadas (Hair et al., 2019).

La invariancia del modelo se realizó a través de un AFC multigrupo con el estimador MLR. Se evaluaron los modelos de invariancias configural, métrica y escalar (Putnick y Bornstein, 2016). Para comparar la secuencia de estos modelos, se tomaron en cuenta los cambios en χ^2 , CFI y RMSEA para los modelos anidados. Un cambio en χ^2 no significativo ($p < .05$) indica que las restricciones añadidas entre los modelos no decrementan el ajuste del modelo (Hair et al., 2019). Por otro lado, cambios en CFI menores a .01 y en RMSEA menores a .015 indican que la invariancia de medida se mantiene (Hair et al., 2019).

Para analizar la fiabilidad de la escala, se obtuvieron los coeficientes de alfa de Cronbach, Omega de McDonald y la fiabilidad compuesta. Además, se obtuvo la varianza media extraída (AVE) para analizar la validez discriminante entre las dimensiones de la escala.

Resultados

En la tabla 7.1 se pueden observar los estadísticos descriptivos de las puntuaciones de la PSNUS, así como los valores de asimetría y curtosis en cada ítem. Los valores de asimetría fluctuaron de -0.27 a 1.18, mientras que los de curtosis de -1.12 a 0.71, por lo que se considera que las puntuaciones de los ítems presentaron una distribución normal univariada (Bandalos y Fin-

ney, 2019). Los resultados de la prueba de Mardia mostraron una desviación estadísticamente significativa de la normalidad multivariada (asimetría = 1954.30, $p < .001$; curtosis = 30.39, $p < .001$), lo que indica la no validez de este supuesto (Korkmaz et al., 2014).

Tabla 7.1. Estadísticos descriptivos de los ítems de la escala de PSNUS

Ítem	M	DE	Asimetría	Curtosis
RS_1	2.70	1.40	.50	-.39
RS_2	3.46	1.66	-.07	-1.12
RS_3	2.42	1.48	.85	-.19
RS_4	2.90	1.53	.38	-.73
RS_5	2.32	1.40	.93	.17
RS_6	2.81	1.65	.52	-.86
RS_7	3.77	1.68	-.27	-1.03
RS_8	2.36	1.48	.91	-.02
RS_9	2.60	1.49	.59	-.54
RS_10	2.25	1.44	1.01	.22
RS_11	2.62	1.58	.64	-.67
RS_12	3.43	1.56	-.07	-.92
RS_13	2.15	1.35	1.03	.33
RS_14	2.18	1.40	1.00	.16
RS_15	2.05	1.34	1.18	.71

Nota: N=292

Los resultados del análisis de adecuación de la muestra para el AFE arrojaron un coeficiente de .89 en la prueba Kaiser Mayer Olkin y la prueba de esfericidad de Barlett fue significativa ($\chi^2 = 2239$, $gl = 171$, $p < .001$), lo que sugiere que la muestra es apropiada para el análisis (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010).

Los resultados del AFE mostraron una solución de tres factores: a) uso compulsivo, conformado por 9 ítems, 2) modificación del estado de ánimo, con tres ítems y 3) preferencia por la interacción en línea, con tres ítems. Los tres factores explican el 58% de la varianza. En la tabla 7.2 se muestran las cargas factoriales de cada ítem por dimensión, donde se puede apreciar que todas las cargas fueron superiores a .50.

Tabla 7.2. Cargas factoriales de los ítems de la PSNUS

Dimensión		1	2	3
Uso compulsivo	RS_14	0.82	0.17	0.06
	RS_13	0.81	0.15	0.06
	RS_8	0.71	0.16	0.21
	RS_9	0.70	0.15	0.17
	RS_15	0.63	0.11	0.13
	RS_10	0.62	0.18	0.11
	RS_3	0.62	0.14	0.23
	RS_4	0.60	0.19	0.28
	RS_5	0.59	0.29	0.22
Modificación del estado de ánimo	RS_6	0.22	0.87	0.25
	RS_11	0.29	0.71	0.21
	RS_1	0.15	0.63	0.2
Preferencia por la interacción en línea	RS_7	0.08	0.2	0.73
	RS_12	0.3	0.19	0.68
	RS_2	0.2	0.29	0.50

En la tabla 7.3 se presenta los resultados del AFC para los modelos de medida de cinco y tres dimensiones. El modelo de cinco factores, que corresponde a la estructura original, no tuvo un buen ajuste. Por otro lado, el modelo de tres factores, que corresponde a la solución de AFE, tuvo mejores índices de ajuste.

Tabla 7.3. Modelos de medida para la escala PSNUS

Modelo	$SB\chi^2$	gl	p	Scaling	CFI	TLI	SRMR	RMSEA (IC 90%)
Cinco factores	219.71	80	<.001	1.27	0.92	0.89	0.05	.08 (.07-.10)
Tres factores	126.32	61	<.001	1.31	0.95	0.93	0.04	.06 (.05-.08)

En la tabla 7.4 se muestran los índices de ajuste para los modelos de invariancia según el sexo. Los cambios en CFI fueron menores a 0.010 y los de RMSEA menores a 0.15. Así mismo, los cambios en χ^2 fueron no significativos. Estos resultados indican que el modelo de tres factores de la PSN-SU es invariante a nivel escalar.

Figura 7.1. Análisis factorial confirmatorio con coeficientes estandarizados de la PSNSUS

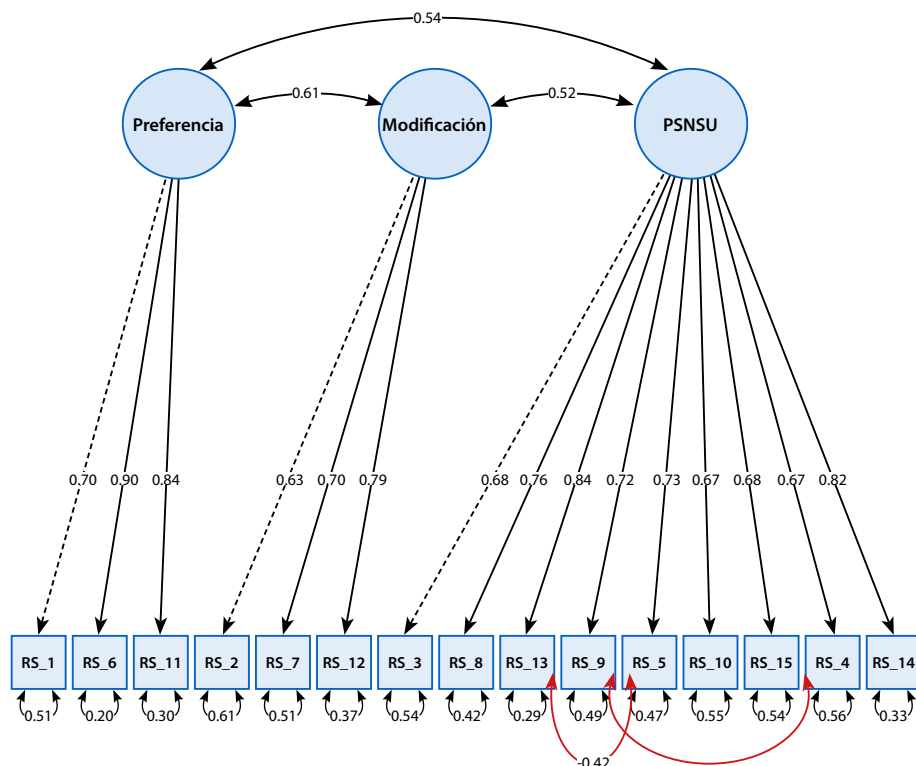


Tabla 7.4. Índices de bondad de ajuste del análisis de invariancia según el sexo

Modelo	χ^2	gl	p	CFI	RMSEA [IC 90%]	$\Delta\chi^2$	p	ΔCFI	$\Delta RMSEA$ A
Hombres	92.04	61	.006	0.95	0.06 (.03-.08)				
Mujeres	106.42	61	<.001	0.92	0.07 (.05-.10)				
Configural	197.50	122	<.001	0.947	0.06 (.04-.07)				
Métrica	203.67	132	<.001	0.944	0.06(.04-.08)	6.17	0.89	.003	.001
Escalar	218.49	142	<.001	0.945	0.07(.05-.09)	14.82	0.16	.001	.006

El análisis de la consistencia interna mostró coeficientes de alfa de Cronbach y omega superiores a .70, lo que sugiere que las dimensiones de la PSNSUS tienen una buena fiabilidad (Taber, 2016). Los valores de VME en las dimensiones de uso compulsivo y modificación del estado de ánimo fueron superiores a .50, mientras que la dimensión de preferencia por la

interacción en línea fue inferior. Por otro lado, las VME de todas las dimensiones fueron mayores a los valores de la correlación al cuadrado entre dos factores.

Tabla 7.5. *Fiabilidad y correlaciones entre las dimensiones de la escala PSNUS*

Factor	r				
	α	ω	VME	1	2
1. Uso compulsivo y consecuencias	.91	.93	.58	-	
2. Modificación del estado de ánimo	.85	.86	.55	.48** (.23)	
3. Preferencia por la interacción en línea	.74	.75	.41	.45** (.20)	.50** (.25)

Nota: α = Alpha de Cronbach; ω = Omega de McDonald; VME = Varianza media extraída, $n=251$.
El cuadrado de las correlaciones se reporta entre paréntesis. ** $p< .01$.

Discusión y conclusiones

El objetivo del presente trabajo fue analizar las propiedades psicométricas de la escala de uso problemático de sitios de redes sociales (Machimbarrena et al., 2022) en una muestra de adolescentes del estado de Sonora, además de revisar la invariancia de medida en función del sexo. Los resultados del AFC del modelo original mostraron que la estructura de cinco dimensiones no era adecuada para los datos, por lo que se realizó un AFE y AFC para encontrar una estructura más adecuada. El AFE mostró una solución de tres factores que explicaban el 58% de la varianza; el AFC indicó que el modelo de tres factores tuvo un buen ajuste. Estos resultados sugieren que, para la población adolescente de Sonora, la estructura de tres factores es más adecuada para medir el uso problemático de sitios de redes sociales.

Los resultados de este estudio difieren con los encontrados en Machimbarrena et al. (2022), quienes confirmaron las cinco dimensiones del modelo de Caplan (2010). Aunque en el presente estudio se analizó el modelo de cinco dimensiones, no presentó un ajuste adecuado. Esta discrepancia podría atribuirse a las características de las muestras. Mientras que Machimbarrena et al. (2020) trabajaron con población española y mexicana (Jalisco), en el presente estudio la muestra proviene únicamente del estado de Sonora. Las diferencias culturales entre esas regiones pueden influir en la interpretación de los ítems. Asimismo, el nivel de conectividad digital varía entre

los estados de México; por ejemplo, Jalisco cuenta con mayor acceso a dispositivos inteligentes y redes, en comparación con Sonora (INEGI, 2023).

En lo que respecta al análisis de la invariancia en función del sexo, los resultados indicaron que el modelo de tres factores no varía entre hombres y mujeres a nivel escalar. Es decir, que es adecuado realizar comparaciones entre las puntuaciones de hombres y mujeres.

Los resultados del análisis de fiabilidad mostraron coeficientes de alfas de Cronbach y omegas de McDonald superiores a .70, lo que se interpreta como una buena fiabilidad (Taber, 2016). La VME fue superior a .50 para las dimensiones de preferencia por la interacción en línea y el uso compulsivo, lo que indica que los ítems explican al menos el 50% de la varianza de la dimensión (validez convergente). En la dimensión de modificación del estado de ánimo no se alcanzó este indicador, por lo que es necesario revisar si sus ítems son suficientes para explicar esta dimensión. Por otro lado, la correlación al cuadrado de las dimensiones fue menor que la correlación entre las mismas, lo que indica que las dimensiones son distintas entre sí (validez discriminante).

Las principales limitaciones identificadas en el estudio fueron el muestreo empleado y el tamaño de la muestra. El muestreo fue de tipo intencional y solo se consideró una ciudad del sur de Sonora, por lo que no es posible considerarla como una muestra representativa de la población de adolescentes de este estado. Así mismo, el tamaño de la muestra no permitió realizar el AFE y el AFC con dos muestras independientes, lo que puede comprometer la validez de los resultados. Es por ello que los resultados mencionados deben interpretarse con reservas. Para futuras investigaciones se recomienda recolectar una muestra más amplia y representativa de los diferentes estados del país con la finalidad de obtener una validación cruzada de los resultados y que estos reflejen la diversidad cultural de México. Por otro lado, se recomienda realizar el análisis de invariancia con otras variables de control, como con diferentes grupos de edad y tipo de red social utilizada.

En conclusión, la PSNUS es una escala válida y fiable para medir el PSNSU en población de adolescentes de Sonora, además de que cuenta con evidencia de invariancia de medida en función del sexo. Las implicaciones derivadas de este estudio consistieron en brindar un instrumento útil tanto para fines de evaluación como para la investigación de conductas proble-

máticas asociadas al uso de redes sociales. En evaluación, contar con medidas válidas y fiables sobre esta problemática permitirá tomar decisiones más acertadas para intervenir, mientras que la investigación permitirá generar conocimiento más preciso sobre el uso problemático de sitios de redes sociales y contribuir a idear soluciones a estas problemáticas.

Referencias

- Akbari, M., Bahadori, M., Khanbabaei, S., Boruki, B., Horvath, Z., Griffiths, M., y Demetrovics, Z. (2023). Psychological predictors of the co-occurrence of problematic gaming, gambling, and social media use among adolescents. *Computers in Human Behavior*, 140. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2022.107589>
- Asociación de Internet Mx (2024). 20° Estudio sobre los hábitos de usuarios de internet en México 2024. Asociación de Internet Mx. <https://www.asociaciondeinternet.mx/estudios/asociacion>
- Ato, M., López, J., y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.17851>
- Bandalos, D., y Finney, S. (2019). Factor analysis: exploratory and confirmatory. En G. Hancock, L. Stapleton, y R. Mueller (eds.), *The review guide to quantitative methods in the social sciences* (2a. ed., pp. 98-122). Routledge
- Boer, M., van den Eijnden, R., Boniel-Nissim, M., Wong, S., Inchley, J., Badura, P., Craig, W., Gobina, I., Kleszczewska, D., Klanšček, H., y Stevens, G. (2020). Adolescents' Intense and Problematic Social Media Use and Their Well-Being in 29 Countries. *Journal of Adolescent Health*, 66(6). <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2020.02.014>
- Caplan, S. (2002). Problematic internet use and psychosocial well-being: Development of a theory-based cognitive-behavioral measure. *Computers in Human Behavior*, 18, 533-575. [https://doi.org/10.1016/S0747-5632\(02\)00004-3](https://doi.org/10.1016/S0747-5632(02)00004-3)
- Caplan, S. (2003). Preference for online social interaction: A theory of problematic internet use and psychosocial well-being. *Communication Research*, 30, 625-648. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1177/0093650203257842>
- Caplan, S. (2010). Theory and measurement of generalized problematic internet use: A two-step approach. *Computers in Human Behavior*, 26(5), 1089-1097. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2010.03.012>
- Davis, R. (2001). A cognitive-behavioral model of pathological Internet use. *Computers in Human Behavior*, 17(2), 187-195. [https://doi.org/10.1016/S0747-5632\(00\)00041-8](https://doi.org/10.1016/S0747-5632(00)00041-8)
- Ferrando, P., y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77812441003>

- Griffiths, M., y Kuss, D. (2017). Adolescent social media addiction (revisited). *Education and Health*, 35(3), 49-52. https://irep.ntu.ac.uk/id/eprint/31776/1/PubSub9230_Griffiths.pdf
- Hair, J., Black, W., Babin, B., y Anderson, R. (2019). *Multivariate data analysis*. Cengage Learning.
- Instituto Mexicano de la Juventud (2017, 1º. de septiembre). ¿Conoces a las y los nativos digitales? Gobierno de México. <https://www.gob.mx/imjuve/articulos/conoces-a-las-y-los-nativos-digitales>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), (2023). Encuesta Nacional sobre Disponibilidad y Uso de Tecnologías de la Información en los Hogares (ENDUTIH) 2023. https://www.inegi.org.mx/programas/endutih/2023/#informacion_general
- Kardefelt-Winther, D. (2017). Conceptualizing Internet use disorders: Addiction or coping process? *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 71(7), 459-466. <https://doi.org/10.1111/pcn.12413>
- Korkmaz, S., Goksuluk, D., y Zararsiz, G. (2014). mvn: An R package for assessing multivariate normality. *The R Journal*, 6(2), 151-162. <https://journal.r-project.org/archive/2014-2/korkmaz-goksuluk-zararsiz.pdf>
- Kuss, D., y Griffiths, M. (2011). Online social networking and addiction: a review of the psychological literature. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 8(9). <https://doi.org/10.3390/ijerph8093528>
- Machimbarrena, J., Varona, M., Muela, A., y González-Cabrera, J. (2023). Profiles of problematic social networking site use: a cross-Cultural validation of a scale with spanish and mexican adolescents. *Cyberpsychology*, 17(3). <https://doi.org/10.5817/CP2023-3-5>
- Papalia, D., y Martorell, G. (2017). *Desarrollo Humano*. McGraw-Hill.
- Prensky, M. (2001). Digital Natives, Digital Immigrants. *On the Horizon*, 9(5). <https://doi.org/10.1108/107481201110424816>
- Putnick, D., y Bornstein, M. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: the state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Salgado, K., Dávila, L., y Pérez, A. (2015). *México y sus estados*. Ediciones Culturales Internacionales.
- Taber, K. (2016). The use of Cronbach's alpha when developing and reporting research instruments in science education. *Research in Science Education*, 48, 1273-1296. <https://doi.org/10.1007/s11165-016-9602-2>
- Varona, M., Muela, J., y Machimbarrena, J. (2022). Problematic use or addiction? A scoping review on conceptual and operational definitions of negative social networking sites use in adolescents. *Addictive Behaviors*, 134. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2022.107400>
- We Are Social y Meltwater. (2025, 30 de abril). *Digital 2025: Global overview report*. <https://wearesocial.com/wp-content/uploads/2025/02/GDR-2025-v2.pdf>