

Estructura factorial e invarianza del cuestionario de nomofobia (NMP-Q) en estudiantes universitarios de Venezuela

Factorial structure and invariance of the nomophobia questionnaire (NMP-Q) in university students in Venezuela

Arquímedes De León Chacón Chacón

<https://orcid.org/0000-0002-7014-7513>

arquimedeschacon@gmail.com

Universidad Católica Andrés Bello Caracas, Venezuela

Resumen

Palabras clave

Nomofobia,
Cuestionario
NMP-Q,
Estructura
factorial,
Invarianza

Se estudia la nomofobia, un miedo patológico a estar sin contacto con el teléfono inteligente (TI), fenómeno emergente en estudiantes universitarios debido a la alta digitalización y dependencia tecnológica. Se destaca la necesidad de un instrumento adaptado culturalmente para medición válida y fiable en Venezuela. Se aplicó el cuestionario NMP-Q original (20 ítems) a 398 estudiantes universitarios venezolanos (edad 17-25 años). Se realizaron análisis factorial exploratorio y confirmatorio para evaluar la estructura y validez factorial, junto a pruebas de invarianza por sexo y edad. Se ajustaron modelos teóricos para definir la estructura factorial más adecuada. Se propuso una versión reducida de 13 ítems (NMP-Q-13), con un modelo jerárquico de segundo orden que agrupa cuatro dimensiones: Sentimientos de limitación, Sentimientos de incomodidad, Necesidad de comunicación y Necesidad de información. Este modelo mostró mejores índices de ajuste estadístico y consistencia interna alta. Se demostró invarianza estricta por sexo y edad, indicando validez transcultural. La adaptación cultural del NMP-Q para estudiantes venezolanos es válida y confiable. La nomofobia se conceptualiza como un constructo multidimensional con una estructura jerárquica sólida, aportando una herramienta útil para la evaluación e intervención en contextos académicos y clínicos venezolanos. Este estudio refuerza la comprensión global del fenómeno en la juventud universitaria.

Citar como: De León Chacón, A. (2026). Estructura factorial e invarianza del cuestionario de nomofobia (NMP-Q) en estudiantes universitarios de Venezuela. *Revista Iberoamericana ConCiencia*, 11(2), 1-14. <https://doi.org/10.32654/ConCiencia.11-2.e0371>

Abstract

Keywords

Nomophobia,
NMP-Q
Questionnaire,
Factor
Structure,
Invariance

This study examines nomophobia, a pathological fear of being without contact with a smartphone, an emerging phenomenon among university students due to high digitalization and technological dependence. It highlights the need for a culturally adapted instrument for valid and reliable measurement in Venezuela. The original NMP-Q questionnaire (20 items) was administered to 398 Venezuelan university students (aged 17-25). Exploratory and confirmatory factor analysis were performed to evaluate the structure and factor validity, along with tests of invariance by gender and age. Theoretical models were adjusted to define the most appropriate factor structure. A reduced version of 13 items (NMP-Q-13) was proposed, with a second-order hierarchical model grouping four dimensions: Feelings of limitation, Feelings of discomfort, Need for communication, and Need for information. This model showed better statistical fit indices and high internal consistency. Strict invariance by gender and age was demonstrated, indicating cross-cultural validity. The cultural adaptation of the NMP-Q for Venezuelan students is valid and reliable. Nomophobia is conceptualized as a multidimensional construct with a solid hierarchical structure, providing a useful tool for assessment and intervention in Venezuelan academic and clinical contexts. This study reinforces the overall understanding of the phenomenon among university youth.

Introducción

Vivimos en una sociedad digitalizada, esto nos ha llevado a cambiar la forma en la que nos comunicamos, en la que buscamos información y accedemos a ella, en la que formamos grupos sociales y la manera en la que enfrentamos nuevos desafíos. Una población altamente afectada e inmersa en esta digitalización refiere a los estudiantes universitarios. Enfrentar el fenómeno académico implica nuevas formas de relacionarse y una ampliación del repertorio conductual que conlleve a innovar para enfrentar y solucionar nuevos problemas. Sin embargo, la digitalización no acontece sin causar problemas asociados en los jóvenes universitarios, la dependencia de la tecnología y de los dispositivos que son necesarios para usufructo de tales innovaciones, puede influir en las metas académicas y en el normal desenvolvimiento de tal actividad.

El uso del teléfono inteligente (TI) en la población universitaria es cada vez más frecuente, necesario y una fuente de problemas relacionados con el uso excesivo,

además de ser, esta población, el segmento más significativo en el mercado de este tipo de dispositivo (Head y Ziolkowski, 2012). A pesar de que aún no se acuerda de manera unánime la naturaleza adictiva del uso excesivo, si se ha mencionado que la inmediatez de la gratificación, viable a través de este dispositivo, es un indicador determinante para entablar la discusión al respecto (Sánchez et al., 2008). Un aspecto que llama la atención, en relación al uso problemático, se refiere al temor de no tener a la mano el TI y las consecuencias que dicho temor puede causar, entre ellas, sentimientos de ansiedad (Rosales et al. 2019).

La Nomofobia y su medición

Justamente, sobre el temor que puede causar la falta de cercanía al TI, es importante considerar el concepto propuesto de nomofobia, un miedo patológico por la imposibilidad de comunicarse a través del TI, una fobia de la era moderna y una consecuencia directa de la interacción entre individuos y las tecnologías innovadoras o emergentes (King, et al., 2010). Yildirim y Correia (2015), la conceptualizaron como una fobia, caracterizada por el temor a no tener contacto con otras personas a través del TI.

Argumosa, Boada y Vigil (2017), exponen que el uso problemático de las TIC, entre ellas el uso del TI, puede suponer efectos negativos como la nomofobia, entendida como el temor y los sentimientos de ansiedad que se producen al no tener acceso al TI.

Profundizando en la conceptualización de la nomofobia, Anshari, y Sulaiman (2019) mencionan que la nomofobia presenta cuatro estados o dimensiones: la ansiedad de separación (producto de la distancia que puede haber entre el individuo y su TI), perder la conectividad (pérdida de la señal o del servicio), no poder comunicarse (dificultades de efectividad o calidad en el servicio), no poder acceder a la información y la incomodidad de no tener un teléfono cerca. Un elemento importante por considerar es la ansiedad de no poder estar en contacto directo con el TI o no poder usarlo (Bivin et al., 2013; Yildirim y Correia, 2015).

Ahora bien, la nomofobia ha sido evaluada, en estudiantes universitarios, en varios países mostrando interesantes niveles de prevalencia, por ejemplo, en México, un estudio reportó un 57.7% de mujeres y un 34.4% de hombres con altos índices de nomofobia (Cerdeira, et al., 2018). En la India, un 30% de estudiantes universitarios tienen altos índices de nomofobia y más de 64% tienen tendencia a obtener altos valores (Prasad, et al., 2017). En Omán, la presencia de moderados y altos puntajes de nomofobia en la población universitaria fue superior al 90% (Qutishat et al., 2020). Así mismo, en Paraguay, se evaluó una muestra de estudiantes universitarios donde la prevalencia de nomofobia superó el 56% (Matoza y Carballo, 2015). Otro estudio llevado a cabo en Turquía reportó que el 42,6% de estudiantes universitarios obtuvieron altos puntajes en nomofobia. En este último estudio se reportó que el sexo y la edad causaron efectos sobre dichos puntajes (Yildirim et al., 2016).

Desde el 2015, cuando se publica la escala NMP-Q por primera vez (Yildirim y Correia, 2015), se han publicado varias investigaciones en las que se exponen

comparaciones de diferentes modelos teóricos del constructo. González-Cabrera, et al., (2017) evaluaron un modelo de cuatro factores no correlacionados mediante un análisis factorial exploratorio (EFA) en 306 participantes españoles y reportó las confiabilidades Alpha de Crombach de los factores: .79, para el factor de Información y .92 para el factor de Comunicación.

Ahora bien, los hallazgos de la revisión de la literatura se resumen en dos modelos comúnmente evaluados para este constructo, uno de factores correlacionados y otro jerárquico (ver tabla 1). Al evaluar un modelo de factores correlacionados varios autores han reportado ajustes, Ma y Liu (2018) evaluaron cuatro modelos diferentes en 966 participantes de China con edades comprendidas entre 16 y 23 años. Los autores reportaron mejores ajustes en el modelo de cuatro factores correlacionados modificado ($X^2/gl=2.91$; CFI=.959; TLI=.952; RMSEA=.042 y SRMR=.064). Lin, et al., (2018) evaluaron un único modelo de 4 factores correlacionados y modificado reportando ajustes adecuados (CFI=.991; TLI=.989; RMSEA=.035 y SRMR=.041). Rodríguez-Chávez y Fernández-Silano, (2024) también reportaron un adecuado ajuste al modelo en cuestión ($X^2/gl=1.61$; CFI=.993; GFI=.996; RMSEA=.028 y el SRMR=.041) al igual que López et al., (2025) ($X^2/gl=1.57$; CFI=.964; NNFI=.958; RMSEA=.036 y SRMR=.038).

Más recientemente, se han reportado ajustes a modelos jerárquicos, Galhardo, et al. (2020) reporta ajustes adecuados ($X^2/gl=4.09$; CFI=.994; TLI=.993; GFI=.880 y RMSEA=.008). León-Mejía, et al., (2021) reportaron ajustes adecuados tanto a un modelo de cuatro factores correlacionados (CFI=.980; NNFI=.977; SRMR=.062 y RMSEA=.072) como a un modelo jerárquico (CFI=.980; NNFI=.977; SRMR=.063 y RMSEA=.072), al igual que Osorio, (2023) quien reportó ajuste al mismo modelo ($X^2/gl=1.97$; CFI=.993; TLI=.992; RMSEA=.029 y el SRMR=.010) y también al jerárquico ($X^2/gl=1.95$; CFI=.993; TLI=.992; RMSEA=.029 y el SRMR=.010).

Mas recientemente Li, et al. (2022) reportaron ajustes adecuados a un modelo jerárquico con 17 ítems de los 20 originales ($X^2/gl=3.09$; CFI=.932; TLI=.917; RMSEA=.041 y el SRMR=.041). Igualmente, los estudios de Galhardo, et al., 2023 ($X^2/gl=2.48$; CFI=.900; GFI=.820; TLI=.890; RMSEA=.090 y el SRMR=.070) y Jelleli, et al., (2023) ($X^2/gl=1.47$; CFI=1.00; GFI=.997; TLI=1.00; RMSEA=.000 y el SRMR=.030)

La evidencia revisada destaca la relevancia y multidimensionalidad de la nomofobia como un fenómeno claramente presente en estudiantes universitarios a nivel mundial, con prevalencias significativas que varían según contexto cultural y demográfico. Las dimensiones identificadas reflejan un constructo complejo con impactos emocionales y sociales relevantes. A pesar del avance y validación de la escala NMP-Q en diversas poblaciones internacionales, es importante y valioso un instrumento adaptado y validado específica y culturalmente para muestras venezolanas en el ámbito universitario.

Un instrumento para medir la nomofobia para muestras venezolanas universitarias permitirá captar las particularidades culturales, sociales y tecnológicas propias de este grupo, asegurando una medición válida y confiable. Además, contribuirá al diagnóstico preciso de la nomofobia en el contexto local y facilitará el diseño de intervenciones y políticas educativas y de salud mental especializadas. Esta adaptación favorece la generación de conocimiento relevante y contextualizado que puede enriquecer la comprensión global del fenómeno y su impacto en la población estudiantil de Venezuela.

Método

Diseño: bajo un diseño de investigación de tipo instrumental y transversal, orientado a la adaptación y validación cultural del Cuestionario de Nomofobia para una muestra de estudiantes universitarios venezolanos.

Participantes: se realizó un muestreo no probabilístico de tipo incidental, mediante el cual se reclutaron 398 participantes que contestaron de forma completa los 20 ítems que conforman el NMP-Q. 251 (61.8%) eran mujeres y 147 (36.9%) eran hombres. 251 participantes entre 17 y 20 años (63.1%) y 147 con edades comprendidas entre 21 y 25 años. Todos con un año o más de ingreso al sistema de educación superior. 169 mujeres (67.33%) tenían edad comprendidas entre 17 y 20 años, mientras que, en el mismo grupo de edad, se observaron a 82 (32.66%) hombres. En el grupo de edad de los 21 a 25 años se observaron 77 (52.38%) mujeres y 70 (47.61%) hombres.

Procedimiento: el proceso de recolección de datos se llevó a cabo mediante un cuestionario digital autoadministrado, diseñado en una plataforma de encuestas en línea. El formulario contenía, en primer lugar, el documento de consentimiento informado y, posteriormente, los 20 ítems del NMP-Q con sus respectivas opciones de respuesta en escala Likert de siete puntos. La invitación a participar se difundió a través de redes sociales y aplicaciones de mensajería instantánea, dirigida a estudiantes activos de diversas instituciones de educación superior en Venezuela. El tiempo aproximado de respuesta fue de 10 a 15 minutos. Los participantes accedieron al cuestionario de manera voluntaria y una vez aceptaron el consentimiento informado antes de iniciar la respuesta.

Consideraciones éticas: el estudio se condujo siguiendo los principios éticos establecidos en la Declaración de Helsinki para investigaciones con seres humanos. Se garantizó la participación voluntaria, el anonimato y la confidencialidad de las respuestas; no se recopilaban datos que permitieran la identificación personal de los participantes y la información obtenida fue utilizada exclusivamente con fines de investigación académica. Todos los participantes otorgaron su consentimiento informado de manera explícita antes de contestar el instrumento. La participación no implicó riesgo alguno para los participantes,

quienes podían retirarse en cualquier momento sin consecuencia alguna.

Instrumento de medición (NMP-Q): el NMP-Q (Yildirim y Correia, 2015) es un cuestionario del tipo auto-informe constituido por 20 ítems con 7 opciones de respuesta desde una escala Likert. Los autores reportaron adecuados valores de validez y confiabilidad (α de Cronbach= .918) y cargas factoriales. Los datos se ajustaron adecuadamente al constructo teórico, siendo que fue posible interpretar tanto los puntajes dimensionales como el total de manera coherente con lo teóricamente considerado y expresando correlaciones significativas y altas entre los factores y los indicadores.

También reportaron una estructura factorial de 4 dimensiones: No poder

comunicarse, que se entiende como el sentimiento proveniente de la imposibilidad de poder contactar con la gente y ser contactado y de no poder utilizar los servicios que permiten la comunicación instantánea; Perder la conectividad, que se entiende por la sensación referida a la imposibilidad de poder conectarse de su identidad en línea, específicamente la relacionada las redes sociales, No poder acceder a la información, que refiere a la incomodidad que se siente ante la imposibilidad de tener acceso a la información a través de Internet y la imposibilidad de recuperar y buscar información a través del TI y, por último, Incomodidad (o la renuncia a la comodidad), que se entiende como el sentimiento de no poder disfrutar de la comodidad que proporcionan los TI.

Resultados

Se llevó cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el modelo original (Información: N1, N2, N6, N18; Comunicación: N3, N11, N14, N15, N17, N19; Conectividad: N9, N10, N13, N16, N20 y Comodidad: N4, N5, N7, N8, N12), cuyos indicadores de ajuste fueron inadecuados (CFI=0.853, TLI=0.830, $\chi^2/gl=4.20$). Se decidió realizar un análisis factorial exploratorio (AFE) para evaluar ítems más ajustados y que cargaran más al factor correspondiente. Finalmente se consideraron 4 factores: Factor1: N14, N15, N11, N19; Factor 2: N20, N17, N7; Factor 3: N2, N1, N18; y Factor 4: N10, N13, N12.

Con la finalidad de encontrar dimensiones coherentes con el modelo final, se evaluaron los indicadores (ítems) en función de la definición de nomofobia, la redacción y la naturaleza de dichos indicadores. El análisis concluyó que los ítems 1, 2 y 18 se referían a la imposibilidad de “poder” lograr metas relacionadas con el TI como el acceso a la información o el uso de aplicaciones, este factor, que denota la importancia que los sujetos pueden darle a las limitaciones o la pérdida del control sobre el TI cuando no están en contacto con dicho

dispositivo, se denominó Sentimientos de limitación. Los ítems 10, 12 y 13 tenían en común sentimientos de incomodidad, sentirse raro o sentir que puede “darme algo” en caso de no poseer el TI. Este factor se denominó Sentimientos de incomodidad dado que los sujetos tienden a darle importancia a sentimientos de malestar e incomodidad cuando no están en contacto con su TI. Los ítems 11, 14, 15 Y 19 expresaban aspectos relacionados con el contacto o comunicación familiar y con amigos, es un factor directamente relacionado a la comunicación con personas de interés para el sujeto por ende se consideran los altos puntajes como la expresión de la importancia que los sujetos le dan al contacto familiar y con amigos al estar lejos de su TI, este factor se denominó Necesidad de comunicación. Los ítems 17, 7 y 20 se agruparon en torno a aspectos relacionados al envío y recepción de mensajes e información, se orienta a la importancia que los sujetos le dan al recibir o consultar información general o mensajes. Este factor se denominó Necesidad de información. De acuerdo con la evaluación anterior se obtuvo una versión corta de la escala constituida por 13 ítems (NMP-Q-13) y que correspondía a un

modelo teóricamente establecido desde los indicadores y orientado hacia la definición de la nomofobia.

En el análisis descriptivo de los 13 ítems mencionados, se observan medias entre 3.03 (ítem 19) y 4.25 (ítem 2), considerando que el valor de la respuesta mínimo es 1 y el máximo es 7. En los hombres se observa un mínimo de 2.39 (ítem 20) y un máximo de 3.99 (ítem 2); en las mujeres un mínimo de 2.97 (ítem 20) y un máximo de 4.41 (ítem 2). Los puntajes máximos tanto para el grupo general como para hombres y mujeres analizándolos de forma separada, corresponden a ítems de la dimensión Sentimientos de limitación (ítems 1 o 2), las puntuaciones mínimas corresponden siempre al ítem 20 tanto en el grupo general como para hombres y mujeres (Necesidad de información).

Ahora bien, para evaluar aspectos relacionados a la validez del nuevo modelo se consideró, hipotéticamente, un modelo de 2do orden (jerárquico) donde la nomofobia se establece como el constructo superior que origina los cuatro constructos que se mencionaron previamente (Sentimientos de limitación, Sentimientos de incomodidad, Necesidad de información y Necesidad de comunicación). Este modelo se comparó con otros modelos: Una única dimensión, factores correlacionados y 2do orden con factores correlacionados. El modelo jerárquico propuesto se evaluó mediante un análisis de ecuaciones estructurales. La evaluación de los índices de modificación resultó en la necesidad de incorporar al modelo las

covariaciones del ítem 19 con los ítems 13 y 18 (modelo de 2do orden modificado).

Para la valorar el ajuste de los datos a los modelos, se tomaron en cuenta los siguientes índices: la bondad de ajuste desde chi-cuadrado normalizada (χ^2 / df) inferior a 3 (Schermele-Engel, et al., 2003), el índice de bondad de ajuste (GFI), el índice de ajuste comparativo (CFI) y el índice de Tucker-Lewis (TLI) que expresan un ajuste adecuado cuando los valores se encuentran entre 0.90 y 0.95 (Hooper et al., 2007). También se consideró el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), en este caso, los valores inferiores a 0.10 se consideraron aceptables, así como el SRMR considerando valores iguales o inferiores a 0.08, con muestras mayores a 100, y 0.09, con muestras menores a 100, como aceptables (Hair et al., 1998; Cho et al., 2020). Tomando en cuenta que los datos originales corresponden a un nivel de medida ordinal (escala Likert) y que no es posible considerar la normalidad, se evaluaron los modelos mediante un método de estimación de tipo *unweighted least squares* (ULS) siendo que este método corresponde al nivel de medida, tamaño de la muestra y los supuestos estadísticos considerados en este estudio (Gazeloglu y Greenacre, 2020).

En la comparación de modelos (Tabla 1) se observa una tendencia de mayor ajuste para el modelo jerárquico modificado y para el no modificado, se aprecian valores de ajuste de CFI, TLI y GFI superiores a 0.95 y un valor de SRMR inferior 0.08. La bondad de ajuste

Tabla 1
Indicadores de ajuste de los modelos considerados

Modelo	χ^2 / df	GFI	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
Factor único	20.8	0.991	0.976	0.971	0.223	0.069
Factores correlacionados	10.74	0.996	0.989	0.986	0.157	0.046
2do Orden (Jerárquico)	11.52	0.996	0.989	0.985	0.163	0.046
2do Orden (Jerárquico) Factores correlacionados	10.63	0.996	0.989	0.986	0.156	0.047
2do Orden (Jerárquico) Modificado	8.40	0.997	0.992	0.989	0.137	0.042

desde X^2 normalizada resultó mayor al valor criterio 3, en todos los modelos. Considerando que de seis criterios se cumplen cuatro para todos los modelos mencionados, y que los

Para evaluar la consistencia interna (confiabilidad) del instrumento se consideraron valores del Alpha de Crombach y del índice Omega de McDonald superiores a 0.700 como indicador de consistencia interna adecuada (Kline, 2000; Ventura-León y Caycho-Rodríguez, 2017). El índice omega de McDonald es más idóneo para instrumentos cuyas respuestas corresponden a un nivel ordinal de medida (tal es el caso de las escalas tipo Likert), además, este estadístico es más resistente a la cantidad de opciones de respuesta (Ventura-León y Caycho-Rodríguez, 2017). Se consideró la varianza media extraída (AVE) para establecer la validez convergente en caso de que dicho valor no fuese significativamente menor que 0.5 (Cheung y Wang, 2017).

En la tabla 2 se observan valores de confiabilidad Alpha de Cronbach (α), en las dimensiones de Incomodidad, Limitación y comunicación, superiores a 0.700. En la dimensión de Información se observa un valor de 0.695 muy cercano a 0.70.

Tabla 2 <i>índices de confiabilidad</i>			
<u>Dimensión</u>	α	ω	AVE
S. Incomodidad	.823	.823	.608
N. Comunicación	.885	.893	.674
S. Limitación	.795	.810	.599
N. Información	.695	.711	.464

Todos los valores de confiabilidad considerando el índice Omega (ω) son superiores a 0.700. En cuanto a los valores de AVE se observa que solo en la dimensión Necesidad de Información el valor obtenido es 0.464 que difiere de 0.5 en apenas 0.036 lo cual supone una diferencia muy baja del criterio considerando,

valores del modelo modificado tienen una mejor tendencia al ajuste, se considera este último como el modelo que mejor expresa la estructura factorial del constructo.

entonces, que existe validez convergente, es decir, las dimensiones miden aspectos en común, que, en este caso, corresponde a la nomofobia como constructo de segundo orden en el modelo que se propone.

En cuanto a la validez divergente se compararon los valores de la AVE de cada factor con la correlación al cuadrado entre dichos factores, estos últimos oscilaron entre 0.307 y 0.425 estando todos por debajo de los valores de la AVE (ver tabla 3) que oscilan entre 0.464 y 0.674. Lo anterior permite concluir que los cuatro factores tienen una validez discriminante adecuada, es decir, las dimensiones miden aspectos diferentes del mismo constructo de forma válida.

Se calcularon los estadísticos descriptivos de los puntajes obtenidos en el NMP-Q-13 en función del sexo y la edad por dimensión y el puntaje total. En el caso de la edad se consideraron dos categorías que permitieron diferenciar entre la adolescencia media y tardía (17-20) y la adultez temprana (21-25) (Salmera, 2011). Se calcularon las medias y desviaciones estándar de los puntajes obtenidos. Se evaluaron las diferencias en función del sexo y edad mediante la prueba U de Mann-Whitney para muestras independientes. Se consideró la CBR (correlación biseriada de rangos) para calcular el tamaño del efecto.

Se obtuvieron diferencias significativas por sexo en las puntuaciones totales (mujeres: $M=3.72$ y $SD= 1.17$; hombres: $M=3.13$ y

Tabla 3
Cuadrado de las correlaciones entre factores y AVE

	<u>S. Limit.</u>	<u>S. Incom.</u>	<u>N. Com.</u>	AVE
<u>S. Limitacion</u>				.599
<u>S Incomodidad</u>	.327	—		.608
<u>N. Comunicacion</u>	.407	.386	—	.674
<u>N. Informacion</u>	.461	.307	.463	.464

SD=1.05, U=13135, $p<.001$ y CBR=0.297). Estas diferencias también fueron observadas en las cuatro dimensiones mencionadas. Sentimientos de limitación (mujeres: M=4.18 y SD= 1.28; hombres: M=3.71 y SD=1.12; U=14741, $p<.001$ y CBR=0.212), Sentimientos de incomodidad (mujeres: M=3.52 y SD= 1.32; hombres: M=2.98 y SD=1.24; U=14543, $p<.001$ y CBR=0.222), Necesidad de información (mujeres: M=3.20 y SD= 1.49; hombres: M=2.64 y SD=1.26; U=14601, $p<.001$ y CBR=0.219) y la dimensión relacionada a la Necesidad de comunicación (mujeres: M=4.01 y SD= 1.50; hombres: M=3.21 y SD=1.32; U=12966, $p<.001$ y

Tabla 4

Análisis de invarianza por sexo

Modelos (Restricciones)	CFI	ACFI	SRMR	ASRM
Total	0.992		0.042	
Grupos (INVARIANZA CONFIGURAL)	0.989	0.003	0.050	0.008
Carga Factorial (INVARIANZA METRICA)	0.983	0.006	0.060	0.010
Intercepto (INVARIANZA ESCALAR)	0.983	0.000	0.061	0.001
Residual (INVARIANZA ESTRUCTA)	0.982	0.001	0.064	0.003
Covarianzas latentes (ESTRUCTURAL)	0.961	0.021	0.084	0.020

CBR=0.306). Las mujeres siempre puntuaron más alto que los hombres.

En cuanto a la edad (17-20 años y 21-25 años) también se obtuvieron diferencias significativas en los puntajes totales (17-20 años: M=3.67 y SD= 1.24; 21-25 años: M=3.20 y SD=0.935; U=14416, $p<.001$ y CBR=0.219), en la dimensión Necesidad de comunicación (17-20 años: M=3.98 y SD= 1.57; 21-25 años: M=3.24 y SD=1.19; U=13456, $p<.001$ y CBR=0.271), en la dimensión Sentimientos de incomodidad (17-20 años: M=3.44 y SD= 1.35; 21-25 años: M=3.08 y SD=1.21; U=15569, $p=0.009 < 0.01$ y CBR=0.156), en la dimensión relacionada a Sentimientos de limitación (17-20 años: M=4.15 y SD= 1.31; 21-25 años: M=3.73 y SD=1.06; U=15469, $p=0.007 < 0.01$ y CBR=0.162). No se reportaron diferencias significativas en los grupos de edad en las puntuaciones de la dimensión Necesidad de información (17-20 años: M=3.12 y SD= 1.53; 21-25 años: M=2.75 y SD=1.20; U=16337, $p=0.056 > 0.05$). Las diferencias significativas observadas corresponden a puntuaciones mayores siempre en el grupo de 17-20 años.

Dadas las diferencias halladas en los grupos por sexo y por edad se realizaron los análisis de invarianza respectivos, en consecuencia, se realizaron Análisis de Ecuaciones Estructurales multigrupo, utilizando el programa Jamovi, versión 2.3.2. La invarianza configural (que se refiere a la invarianza de la estructura factorial entre grupos) se obtuvo al comparar los indicadores de ajuste tanto de hombres como mujeres y de los grupos de edad con los indicadores de ajuste del modelo total. La invarianza métrica se refiere a los indicadores de ajuste, pero

restringiendo la estructura factorial y las cargas factoriales. En el caso de la invarianza escalar se suma la restricción de los interceptos. Finalmente, en la invarianza estricta se incluye la restricción de los residuales. Para establecer las diferencias de los modelos, se utilizaron como indicadores los cambios en CFI y en SRMR tomando en cuenta que este último es un indicador considerado robusto en independientemente del método de estimación utilizado (Shi y Maydeu-Olivares, 2019). Se considera una invarianza significativa cuando las variaciones del CFI son menores a 0.01 y cuando las variaciones en el SRMR son menores a 0.015. (Cheung Y Rensvold, 2002; Byrne, 2008). Se consideró el SRMR dado que el valor de RMSEA no fue menor al criterio (0.10) en ninguno de los modelos, mientras que el SRMR fue menor a 0.08 en todos los modelos considerados.

En cuanto a el análisis de la invarianza considerando el sexo (Tabla 4), se observaron variaciones en el CFI entre 0.003 y 0.001 (menores al criterio 0.01) en los modelos con restricciones basadas en los grupos (Hombre y Mujer), cargas factoriales, Intercepto y

Residual manteniéndose en los cuatro modelos variaciones aceptables también en el SRMR, con valores entre 0.001 y 0.010 (menores al criterio 0.015). Al incluir otro modelo, restringiendo las covariaciones de las variables latentes, se observan variaciones fuera de los criterios (.021 para el CFI y 0.020 para el SRMR). En consecuencia, se demuestra una invarianza estricta, aunque no estructural, considerando el sexo. Esto implica que las comparaciones de medias latentes entre hombres y mujeres son interpretables, si bien las relaciones entre los actores latentes pueden diferir entre grupos. En cuanto al análisis de la invarianza considerando la edad (Tabla 5), se observaron variaciones en el CFI entre 0.000 y 0.004 (menores al criterio 0.01) en los modelos con

restricciones basadas en los grupos (17-20 años y 21-25 años), cargas factoriales, Intercepto y Residual manteniéndose en los cuatro modelos variaciones aceptables también en el SRMR, con valores entre 0.001 y 0.011 (menores al criterio 0.015). Al incluir otro modelo, restringiendo las covariaciones de las variables latentes, se observan variaciones fuera de los criterios (.099 para el CFI y 0.087 para el SRMR). En consecuencia, se demuestra una invarianza estricta tomando en cuenta los grupos de edad.

Así, el modelo finalmente propuesto refiere a un modelo jerárquico de 2do orden y cuatro factores modificado que se aprecia en la Figura 1.

Figura 1

Modelo jerárquico propuesto final.

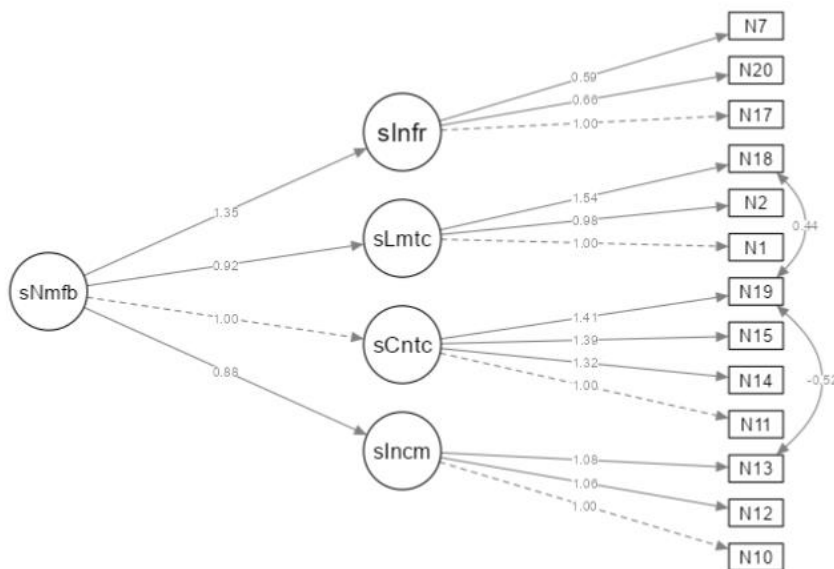


Tabla 5

Análisis de invarianza por edad

Modelos (Restricciones)	CFI	ACFI	SRMR	ΔSRMR
Total	0.992		0.042	
Grupos (INVARIANZA CONFIGURAL)	0.989	0.003	0.053	0.011
Carga Factorial (INVARIANZA METRICA)	0.985	0.004	0.062	0.009
Intercepto (INVARIANZA ESCALAR)	0.985	0.000	0.063	0.001
Residual (INVARIANZA ESTRUCTA)	0.983	0.002	0.066	0.003
Covarianzas latentes (ESTRUCTURAL)	0.884	0.099	0.153	0.087

Discusión

La estructura factorial y la medición de la nomofobia revela convergencias y divergencias significativas entre los modelos propuestos por diversos autores, destacándose el debate entre modelos de factores correlacionados y modelos jerárquicos. Autores como Ma y Liu (2018), Lin et al. (2018) y Rodríguez-Chávez y Fernández-Silano (2024) han respaldado el modelo de factores correlacionados, reportando ajustes adecuados en muestras de China, Taiwán y Venezuela, respectivamente, con valores de CFI superiores a 0.95 y RMSEA por debajo de 0.05. Estos hallazgos sugieren que las dimensiones de la nomofobia —como la pérdida de conectividad, la imposibilidad de comunicación y el acceso a la información— pueden coexistir como constructos interrelacionados pero independientes, lo cual respalda su tratamiento como factores asociados sin una estructura superior.

Sin embargo, estudios más recientes, como los de Galhardo et al. (2020), León-Mejía et al. (2021) y Osorio (2023), han encontrado un mejor ajuste en modelos jerárquicos de segundo orden, donde la nomofobia se configura como un constructo de orden superior que da origen a cuatro dimensiones subyacentes. Este enfoque teórico es particularmente robusto en muestras diversas, incluyendo adolescentes y adultos jóvenes, y ha sido validado con índices de ajuste excelentes ($CFI > 0.98$, $RMSEA < 0.03$). Este estudio refuerza esta perspectiva al demostrar que un modelo jerárquico modificado con 13 ítems (NMP-Q-13) presenta el mejor ajuste ($X^2/gl = 8.40$, $CFI = 0.992$, $SRMR = 0.042$), superando incluso al modelo de factores correlacionados. Esta evidencia sugiere que la nomofobia no es solo una suma de dimensiones interrelacionadas, sino un fenómeno con una estructura organizada donde las dimensiones específicas (Sentimientos de limitación, Sentimientos de incomodidad, Necesidad de información y

Necesidad de comunicación) derivan de un factor general subyacente.

Además, este estudio aporta un refinamiento conceptual al redefinir las dimensiones originales del NMP-Q. Por ejemplo, el factor "No poder acceder a la información" se transforma en "Sentimientos de limitación", enfatizando la percepción de pérdida de control sobre metas personales cuando no se tiene acceso al teléfono inteligente, lo cual va más allá de la mera incomodidad. Esta reinterpretación contrasta con la conceptualización original de Yildirim y Correia (2015), pero se alinea con enfoques más actuales que consideran el impacto funcional y emocional del dispositivo en la vida diaria. Asimismo, la demostración de invarianza estricta por sexo y edad en la muestra venezolana refuerza la validez transcultural del modelo jerárquico, en línea con hallazgos de León-Mejía et al. (2021) y Jelleli et al. (2023), quienes también reportaron invarianza métrica y escalar en contextos diferentes.

En síntesis, si bien el modelo de factores correlacionados ha sido ampliamente utilizado, la evidencia reciente, incluyendo este estudio, apunta hacia una mayor parsimonia y validez teórica del modelo jerárquico. Esta estructura no solo mejora el ajuste estadístico, sino que también ofrece una base conceptual más sólida para entender la nomofobia como un constructo unidimensional con manifestaciones multidimensionales, lo cual tiene implicaciones directas para su evaluación y abordaje en contextos clínicos y educativos.

Conclusiones

Este estudio llevó a la propuesta de una versión más adaptada al contexto universitario venezolano, denominada NMP-Q13, que reduce la escala original de 20 ítems a 13, con una estructura factorial jerárquica de cuatro factores teóricamente adecuados y mejor ajustados bajo criterios estrictos; la comparación con modelos alternativos

confirmó esta conclusión. Los cuatro factores identificados son: Sentimientos de limitación, que refleja la importancia que los sujetos atribuyen a la pérdida de control sobre el TI cuando no están en contacto con él; Sentimientos de incomodidad, que mide el malestar asociado a la ausencia del TI; Necesidad de comunicación, que valora la importancia del contacto familiar y social en ausencia del dispositivo; y Necesidad de información, que se refiere al valor que los sujetos asignan a recibir o consultar información y mensajes. Si bien esta estructura factorial difiere del modelo original, los indicadores de ajuste respaldan un modelo de segundo orden adecuado, mostrando que los 13 ítems que la conforman presentan buenas propiedades psicométricas.

Implicaciones del estudio

Los hallazgos de este estudio tienen implicaciones relevantes en distintos ámbitos. En el ámbito clínico, la versión reducida del NMP-Q-13 ofrece a los profesionales de la salud mental una herramienta breve, culturalmente adaptada y con propiedades psicométricas adecuadas para la identificación temprana de niveles problemáticos de nomofobia en población universitaria venezolana. Su estructura jerárquica facilita la obtención tanto de un puntaje global del constructo como de perfiles dimensionales, lo que resulta útil para el diseño de planes de intervención focalizados según las áreas afectadas (comunicación, información, limitación e incomodidad).

En el ámbito educativo, la disponibilidad de un instrumento validado proporciona a las instituciones universitarias una base empírica para desarrollar programas de alfabetización digital y de promoción del uso saludable de las

tecnologías. Los resultados pueden orientar a los equipos de orientación y bienestar estudiantil en la planificación de estrategias preventivas dirigidas a la población más joven (17-20 años), en la que se observaron puntajes significativamente más altos.

Desde una **perspectiva preventiva**, la brevedad de la NMP-Q-13 (13 ítems) facilita su incorporación en estudios de cribado institucional o en encuestas de monitoreo masivo de Bienestar estudiantil, permitiendo identificar grupos de riesgo y diseñar campañas de sensibilización sobre el impacto del uso problemático del teléfono inteligente en el rendimiento académico y el bienestar psicológico.

Limitaciones

No obstante, es necesario señalar algunas limitaciones del presente estudio. En primer lugar, el muestreo fue de tipo no probabilístico e incidental, lo cual restringe la generalización de los resultados a la población universitaria venezolana en su totalidad. En segundo lugar, la muestra se conformó exclusivamente por estudiantes de instituciones de educación superior, por lo que los hallazgos no pueden extrapolarse a otros grupos etarios, a personas fuera del ámbito universitario o a contextos socioculturales distintos. En tercer lugar, al ser un estudio transversal, no fue posible examinar la estabilidad temporal del constructo ni establecer relaciones de causalidad. Futuros estudios deberán considerar muestreos probabilísticos con muestras más representativas y diseños longitudinales que permitan evaluar la invariancia longitudinal del NMP-Q-13, así como su sensibilidad al cambio tras intervenciones destinadas a reducir los niveles de nomofobia.

Referencias

- Anshari, M., Alas, Y., y Sulaiman, E. (2019). Smartphone addictions and nomophobia among youth. *Vulnerable Children and Youth Studies*, 14(3), 242-247. <https://doi.org/10.1080/17450128.2019.1614709>
- Argumosa, L., Boada, J. y Vigil, A. (2017). Exploratory investigation of theoretical predictors of nomophobia using the Mobile Phone Involvement Questionnaire (MPIQ). *Journal of Adolescence*, 56(1), 127-135. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2017.02.003>
- Bivin, J., Mathew, P., Thulasi, P., y Philip, J. (2013). Nomophobia-do we really need to worry about. *Reviews of Progress*, 1(1), 1-5
- Bragazzi, N. y Del Puente, G. (2014). A proposal for including nomophobia in the new DSM-V. *Psychology Research and Behavior Management*, 7(1), 155-160. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4036142/>
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: a walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=72720455>
- Cerda, R, Martínez, R., Tamez, T, Treviño, M y Hernández, M (2018). Nomofobia en estudiantes de enfermería. *Revista médica de Torreón*, 10(1), 44-47. https://www.researchgate.net/publication/326380770Nomophobia_in_Mexican_Nursing_Students
- Cheung, G. W., y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating good-ness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cheung, G. W., y Wang, C. (2017). Current approaches for assessing convergent and discriminant validity with SEM: issues and solutions. *Academy of Management Proceedings*, 2017(1), 12706. <https://doi.org/10.5465/AMBPP.2017.12706abstract>
- Cho, G., Hwang, H., Sarstedt, M., y Ringle, Ch. M. (2020). Cutoff criteria for overall model fit indexes in generalized structured component analysis. *Journal of Marketing Analytics*. <https://doi.org/10.1057/s41270-020-00089-1>
- Gazeloglu, C., y Greenacre, Z. A. (2020). Comparison of weighted least squares and robust estimation in structural equation modeling of ordinal categorical data with larger sample sizes. *Cumhuriyet Science Journal*, 41(1), 193-211. https://www.researchgate.net/publication/340094060_Comparison_of_Weighted_Least_Squares_and_Robust_Estimation_in_Structural_Equation_Modeling_of_Ordinal_Categorical_Data_with_Larger_Sample_Sizes/figure/s?lo=1&utm_source=google&utm_medium=organic
- Galhardo, A., Loureiro, D., Raimundo, E., Massano-Cardoso, I., y Cunha, M. (2020). Assessing Nomophobia: Validation Study of the European Portuguese Version of the Nomophobia Questionnaire. *Community Mental Health Journal*. <https://doi.org/10.1007/s10597-020-00600-z>
- Galhardo, A., Loureiro, D., Massano-Cardoso, I., & Cunha, M. (2023). Adaptation of the European Portuguese version of the nomophobia questionnaire for adolescents, factor structure and psychometric properties. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 21(5), 2795-2812. <https://doi.org/10.1007/s11469-022-00754-9>
- González-Cabrera, J., Leon-Mejía, A., Pérez-Sancho, C., y Calvete, E. (2017).

- Adaptation of the Nomophobia Questionnaire (NMP-Q) to Spanish in a sample of adolescents. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 45(4), 137-144. <https://bit.ly/3rSHxd7>
- Hair, J. F., Tatham, R. L., y Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis* (5th ed.). London: Prentice-Hall.
- Head, M., y Ziolkowski, N. (2012). Understanding student attitudes of mobile phone features: Rethinking adoption through conjoint, cluster and SEM analyses. *Computers in Human Behavior*, 28(6), 2331-2339. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2012.07.003>
- Hooper, D., Coughlan, J., y Mullen, M. R. (2007). Structural equation modeling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal on Business Research Methods*, 6(1), 53-60. <https://academic-publishing.org/index.php/ejbrm/article/view/1224/1187>
- Jelleli, H., Hindawi, O., Rebhi, M., Ben Aissa, M., Saidane, M., Saad, A. R., y Guelmami, N. (2023). Psychometric evidence of the Arabic version of nomophobia questionnaire among physical education students. *Psychology Research and Behavior Management*, 2383-2394. <https://www.tandfonline.com/doi/epdf/10.2147/PRBM.S416312?needAccess=true>
- King, A., Valenca, A. y Nardi, A. (2010). Nomophobia: The Mobile Phone in Panic Disorder With Agoraphobia Reducing Phobias or Worsening of Dependence? *Cognitive and Behavioral Neurology*, 23(1), 52-54. <https://doi.org/10.1097/WNN.0b013e3181b7eabc>
- Kline, R.B. (2005), *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (2nd Edition ed.). New York: The Guilford Press.
- León-Mejía, A., Calvete, E., Patino-Alonso, C., Machimbarrena, J. M., y González-Cabrera, J. (2021). Cuestionario de Nomofobia (NMP-Q): Estructura factorial y puntos de corte de la versión española. *Adicciones*, 33(2), 137-148. <https://www.adicciones.es/index.php/adicciones/article/view/1316>
- Li, L., Chen, I. H., Mamun, M. A., al Mamun, F., Ullah, I., Hosen, I., ... y Pakpour, A. H. (2023). Nomophobia questionnaire (NMP-Q) across China, Bangladesh, Pakistan, and Iran: Confirmatory factor analysis, measurement invariance, and network analysis. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 1-16. <https://doi.org/10.1007/s11469-023-01154-3>
- Li, L., Niu, Z., Griffiths, M. D., y Mei, S. (2022). The smartphone addiction scale: Psychometric properties, invariance, network perspective, and latent profile analysis among a sample of Chinese university students. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 22(1), 24-46. <https://doi.org/10.1007/s11469-022-00857-3>
- Lin, C. Y., Griffiths, M. D., y Pakpour, A. H. (2018). Psychometric evaluation of Persian Nomophobia Questionnaire: Differential item functioning and measurement invariance across gender. *Journal of behavioral addictions*, 7(1), 100-108. <https://akjournals.com/view/journals/2006/7/1/article-p100.xml>
- López, H., Basante, M. y Delgado, L. (2025). Adaptación de la escala de nomofobia NMPQ: un estudio instrumental en adolescentes escolarizados colombianos. *Informes Psicológicos*, 25(1), 143-162. <https://doi.org/10.18566/infpsic.v25n1.a09>
- Ma, J., y Liu, C. (2021). *Evaluation of the factor structure of the Chinese version of the nomophobia questionnaire*. *Current Psychology*. <https://doi.org/10.1007/s12144-018-0071-9>
- Matoza, CM y Carballo, MS (2016). Nivel de nomofobia en estudiantes de medicina de Paraguay, año 2015. *Ciencia e investigación médico estudiantil*

- latinoamericano, 21(1), 28-30.
<https://doi.org/10.23961/cimel.v21i1>
- Osorio, E. (2023). *Cuestionario de Nomofobia (NMPQ): propiedades psicométricas y datos normativos en estudiantes universitarios de Lima metropolitana*. [Tesis de licenciatura, Universidad Cesar Vallejo].
https://repositorio.ucv.edu.pe/bitstream/handle/20.500.12692/125952/Osorio_GEE-SD.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Prasad, M., Basavaraj, P., Ashish, S., Gupta, R., Saha, S., Kumar, J., Malhi, R. y Pandita, V., (2017). Nomophobia: A Cross-sectional Study to Assess Mobile Phone Usage Among Dental Students. *Journal of clinical and diagnostic*, 11(2), 34-39.
<https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC5376814/>
- Qutishat, M., Lazarus, E., Razmy, M. y Packianathan, S., (2020). University Students' Nomophobia Prevalence, Sociodemographic Factors and Relationship with Academic Performance at a University in Oman. *International Journal of Africa Nursing Sciences*.
<https://doi.org/10.1016/j.ijans.2020.10.0206>
- Rodríguez-Chávez, L. y Fernández-Silano, M., G. (2024). Escala de nomofobia: propiedades psicométricas y asociación con sexo, bienestar eudaimónico y ajuste escolar en adolescentes venezolanos. *Revista Iberoamericana ConCiencia*, 9(2), 71-82.
<https://doi.org/10.70298/ConCiencia.9-2.6>
- Rosales, J., Guzman, R., Aroni, E., Matos, C., y Castillo, J. (2019). Determining Symptomatic Factors of Nomophobia in Peruvian Students from the National University of Engineering. *Preprints*.
<http://10.20944/preprints201901.0331.v1>
- Salmera, K. (2011). Stages of adolescence. In: B. Brownand J. J. Prinstein (Eds.), *Encyclopedia of adolescence*, Oxford, Elsevier.
- Sánchez, X., Beranuy, M., Castellana, M., Chamarro, A., y Oberst, U. (2008). La adicción a Internet y al móvil: ¿moda o trastorno? *Adicciones*, 20(2), 149-159.
<https://www.redalyc.org/pdf/2891/289122057007.pdf>
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. y Müller, H. (2003) Evaluating the fit of Structural Equation Models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods Psychol Res Online*. 8(2), 23-74.
https://www.stats.ox.ac.uk/~snijders/mpr_Schermelleh.pdf
- Shi, D., Maydeu-Olivares, A., y Rosseel, Y. (2019). Assessing Fit in Ordinal Factor Analysis Models: SRMR vs. RMSEA. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*.
<https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1611434>
- Ventura-León, J., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, niñez y juventud*, 15(1), 625-627.
<https://www.redalyc.org/journal/773/77349627039/html/>
- Yildirim, C., y Correia, A.-P. (2015). Exploring the dimensions of nomophobia: Development and validation of a self-reported questionnaire. *Computers in Human Behavior*, 49, 130-137.
<https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.02.059>
- Yildirim, C., Sumuer, E., Adnan, M., y Yildirim, S. (2016). A growing fear: Prevalence of nomophobia among Turkish college students. *Information Development*, 32(5), 1322-1331.
<https://doi.org/10.1177/0266666915599025>