

Cuestionario de Nomofobia (NMP-Q): Estructura factorial y puntos de corte de la versión española

Nomophobia Questionnaire (NMP-Q): Factorial structure and cut-off points for the Spanish version

ANA LEÓN-MEJÍA*, ESTHER CALVETE**, CARMEN PATINO-ALONSO***, JUAN M. MACHIMBARRENA****, JOAQUÍN GONZÁLEZ-CABRERA*.

* Facultad de Educación. Universidad Internacional de La Rioja. España.

** Facultad de Psicología. Universidad de Deusto. España.

*** Facultad de Medicina. Universidad de Salamanca. España.

**** Facultad de Psicología. Universidad del País Vasco UPV/EHU. España.

Resumen

La nomofobia es una fobia situacional en la que se experimenta un miedo intenso, irracional y desproporcionado a no poder usar el smartphone. Se realizó un estudio instrumental de la versión española del cuestionario de Nomofobia (NMP-Q) con los objetivos de: 1) analizar su estructura factorial y fiabilidad; 2) analizar su invarianza con relación al sexo y la edad, y 3) obtener puntos de cortes específicos para distintas edades y sexo. El muestreo fue incidental y no probabilístico. Hubo 5012 participantes (57.9%, mujeres) de 12-24 años ($M = 18,04$, $SD = 3,3$). El análisis factorial confirmatorio mostró un modelo jerárquico de 4 factores correlacionados y explicados por uno general de segundo orden. Los índices de fiabilidad de las dimensiones del NMP-Q fueron satisfactorios oscilando entre .78, .85, .86 y .92 (Omega ω). Un análisis multigrupo confirmó la invarianza por sexo y edad. A partir de las puntuaciones del NMP-Q se calcularon 3 puntos de corte siguiendo los percentiles 15, 80 y 95 (sin nomofobia, riesgo de nomofobia, y nomofóbico). Las mujeres de 12-15 años tuvieron las puntuaciones más altas en nomofobia. Podemos concluir que el NMP-Q nos permite identificar problemas de nomofobia por sexo y edad desde un punto de vista clínico.

Palabras clave: Nomofobia; Puntos de corte; Smartphone; Internet; Adicción conductual.

Abstract

Nomophobia is a situational phobia leading to a deep, irrational, and disproportionate fear of not being able to use the smartphone. An instrumental study on the Spanish version of the *Nomophobia Questionnaire* (NMP-Q) was carried out. The objectives were: 1) To analyse its factor structure and reliability; 2) to test for the invariance of sex and age groups, and 3) to obtain specific cut-off points by sex and age non-existent to date. Sampling was incidental and non-probabilistic with 5012 participants (57.9%, females) aged 12-24 years ($M = 18.04$, $SD = 3.3$). The confirmatory factor analysis revealed a hierarchical model with four correlated factors explained by a general second-order factor. The internal validity and reliability values of the NMP-Q dimensions are satisfactory, ranging between .78, .85, .86, and .92 (Omega ω). A multigroup analysis confirmed the invariance across sex and age groups. Building on the NMP-Q scores, we calculated 3 cut-off points using percentiles 15th, 80th and 95th (non-nomophobic, at risk of nomophobia, and nomophobic). Females aged 12-15 years had the highest nomophobic scores. We can conclude that the proposed sex and age cut-off points will allow us to better identify nomophobic problems from a clinical point of view.

Keywords: Nomophobia; Cut-off points; Smartphone; Internet; Behavioural addiction.

Recibido: Marzo 2019; *Aceptado:* Julio 2019.

Enviar correspondencia a: Prof. Joaquín González-Cabrera.

Facultad de Educación, Universidad Internacional de La Rioja (UNIR). Av. de la Paz, 137. Teléfono: 941 210 211. 26006 Logroño, La Rioja España.

E-mail: joaquin.gonzalez@unir.net.

La digitalización de la sociedad ha transformado profundamente cómo interactuamos a nivel social. Nos permite comunicarnos, obtener información, desarrollar ideas, generar sinergias y maximizar oportunidades como nunca antes habíamos soñado. No obstante, a pesar de las muchas ventajas, dichos cambios conllevan retos y riesgos, en particular para los jóvenes. Como resultado, surgen nuevas patologías psicosociales (Kirwan, 2016). En este sentido, no está claro si estamos ante una nueva adicción conductual o un problema de naturaleza psicosocial y ambiental (Pedrero et al., 2018).

En particular, España y los países asiáticos encabezan las listas de países a nivel mundial con mayor acceso a Internet a través del smartphone, concretamente el 92% de los encuestados (Google/TNS, 2017; Statista, 2017). Además, el 99% de los jóvenes en España acceden a Internet todos los días a través de sus teléfonos móviles (Ditrendia, 2017). Por otro lado, las personas tienen su propio smartphone a edades cada vez más tempranas, con la edad media actual entre 10-12 años (Garmendia-Larrañaga, Jiménez-Iglesias, Casado y Mascheroni, 2016; González-Cabrera, Balea, Vallina, Moya y Laviana, 2017).

A la luz de estos datos no es de extrañar que la nomofobia (acrónimo de no-mobile-phobia) esté recibiendo una atención creciente en España y globalmente. Ello es debido a que guarda relación con un fenómeno contemporáneo característico de nuestras sociedades, i.e., *the need to connect online* (Walsh, White, y McD Young, 2010) *or digital connectedness*, que se define como el apremio a estar en constante contacto con nuestras redes sociales a través de Internet y de los dispositivos personales y portables que nos permiten conectarnos a ella. Además, debido a los cambios digitales que experimentamos, el concepto del «yo extendido» (*extended self*) propuesto por James (1890) también está en profunda transformación. De este modo, nuestros avatares, perfiles, contactos, comentarios y mensajes que circulan por las redes sociales, emails, etc., se han convertido en parte de nuestro «yo» interno (Belk, 2016), cambiando nuestros procesos de autopresentación y autocontrol que implica el Internet. Esta realidad online influye en la configuración del autoconcepto e identidad propia (Carter y Grover, 2015; Davis, 2013; Walsh et al., 2010) de maneras que aún intentamos comprender.

Por tanto, Internet y los smartphones no solo han cambiado nuestras necesidades sociocomunicativas, sino también nuestros hábitos y comportamientos sociales. Para algunas personas, la desregulación de ciertos patrones conductuales puede producir malestar y ansiedad, lo que genera comportamientos nocivos y disfuncionales (Dongre, Inamdar y Gattani, 2017; King et al., 2013; Taneja, 2014). Entre dichas conductas problemáticas, la conceptualización de la nomofobia como trastorno de ansiedad ha sido objeto de atención recientemente. En los campos de psicología y psiquiatría, se define como un

trastorno que resulta de la interacción de las personas con las tecnologías de la información y la comunicación que produce ansiedad y malestar (King et al., 2013). Más específicamente, se considera una fobia situacional y social que hace que las personas sientan un miedo profundo, irracional y desproporcionado a no poder usar su teléfono móvil o quedarse sin cobertura y/o batería. Esto obligaría a tener que temporalmente prescindir de su identidad social: la personalidad que se comunica y expresa en la red social a la cual se accede a través del teléfono móvil (Bragazzi y Del Puente, 2014; González-Cabrera, León-Mejía, Calvete y Pérez-Sancho, 2017; Han, Kim y Kim, 2017; King et al., 2013; Yildirim y Correia, 2015). También se relaciona con otros trastornos mentales, como trastorno de ansiedad generalizada, pánico, agorafobia, depresión, fobia social, trastorno obsesivo-compulsivo, estrés postraumático y anorexia (King, Guedes, Pedro Neto, Guimaraes y Nardi, 2017). Independientemente del desacuerdo sobre cómo etiquetar o conceptualizar el uso problemático de los smartphones (fobia vs. adicción), necesitamos comprender más este fenómeno y mejorar la intervención psicosocial para su prevención y tratamiento (Ruiz-Ruano, López-Salmerón y López-Puga, 2018).

Herramientas de valoración y grupos de riesgo

La brecha generacional tecnológica nos permite diferenciar entre quienes han experimentado este cambio comunicativo (y sus efectos perniciosos) en su vida adulta, con unas bases de la personalidad ya formadas, y quienes están creciendo y socializándose en una sociedad fuertemente digitalizada, lo cual les convierte en potenciales nativos digitales. Esto es de gran interés para estudiar la nomofobia porque todo parece indicar que los adolescentes y los jóvenes (en particular los jóvenes) tienen mayor riesgo (González-Cabrera et al., 2017; Securevoy, 2012). No obstante, para obtener conclusiones válidas sobre los grupos de riesgo, es básico tener indicadores fiables de un problema nomofóbico, y determinar si dichas puntuaciones realmente son sensibles al sexo y la edad de los sujetos.

La novedad del constructo ha hecho que no tuviéramos herramientas específicas para evaluar la nomofobia hasta que se publicó el Nomophobia Questionnaire (NMP-Q) (Yildirim y Correia, 2015). Posteriormente, se han creado adaptaciones lingüísticas a español, italiano, persa, o chino (Adawi et al., 2018; Bragazzi et al., 2016; González-Cabrera et al., 2017; Lin, Griffiths y Pakpour, 2018; Ma y Liu, 2018), y seguramente hay otras versiones en curso. De todas maneras, pocos estudios hasta la fecha han identificado puntos de corte para determinar niveles problemáticos de nomofobia (González-Cabrera et al., 2017). Al ser un constructo relativamente nuevo, carecen datos tipificados sobre nomofobia. Por tanto, nuestros objetivos son: 1) obtener indicadores de validez y fiabilidad de la versión española del cuestionario de Nomofobia (NMP-Q), incluyendo el estudio confirmato-

rio de su estructura factorial; 2) analizar su invarianza entre chicos y chicas y entre adolescentes y jóvenes, y 3) obtener puntos de corte específicos para sexo y edad.

Formulamos las hipótesis siguientes: (a) La nomofobia sería más elevada en mujeres que hombres; (b) Respecto a la edad, las puntuaciones serían más altas entre grupos más jóvenes, con el rango de mayor preocupación entre las edades de 14-18 años; (c) El análisis factorial confirmatorio (AFC) ratificaría el modelo de cuatro dimensiones reportado por otros autores (Lin et al., 2018) y el modelo original de Yildirim and Correia (2015).

Material y métodos

Participantes

Realizamos un estudio instrumental (Montero y León, 2007) entre noviembre y diciembre del año 2017 en España con el propósito de confirmar la estructura factorial de

una herramienta ya adaptada al español y estudiar sus propiedades psicométricas a fondo. La muestra inicial estuvo compuesta de 5380 participantes de toda España, pero la muestra final se quedó en 5012 personas tras eliminar cuestionarios incompletos (uno o más ítems sin contestar o con errores) y cuestionarios completados en menos de 4 minutos. El muestreo fue incidental y no probabilístico, pero la muestra incluyó participantes de las 17 regiones de España, incluyendo Ceuta y Melilla (Tabla 1).

De los participantes, 2902 (57,9%) eran mujeres y 2110 (42,1%) eran hombres, con edades entre 12-24 años (media = 18,04, SD = 3,3). Respecto de la edad de los participantes, hubo 252 (5%) participantes con edades entre 12-13 años, 1171 (23,4%) con edades entre 14-15 años, 1155 (23%) con edades entre 16-17 años, 727 (14,5%) con edades entre 18-19 años, 703 (14%) con edades entre 20-21 años, y 1004 (20%) con edades entre 21-24 años.

Tabla 1. Distribución de participantes por región/ciudad ($n = 5012$).

Región/ciudad	Frecuencia (%)	Región/ciudad	Frecuencia (%)	Región/ciudad	Frecuencia (%)
Andalucía	785 (15,7%)	Castilla la Mancha	186 (3,7%)	Madrid	1425 (28,4%)
Aragón	117 (2,3%)	Castilla y León	360 (7,2%)	Región de Murcia	128 (2,6%)
Principado de Asturias	112 (2,2%)	Cataluña	541 (10,8%)	Comunidad Foral de Navarra	51 (1%)
Islas Baleares	80 (1,6%)	Extremadura	100 (2%)	País Vasco	224 (4,5%)
Islas Canarias	182 (3,6%)	Galicia	201 (4%)	Comunidad Valenciana	259 (7,2%)
Cantabria	80 (1,6%)	La Rioja	59 (1,2%)	Ceuta y Melilla	Ceuta 6 (0,1%) Melilla 16 (0,3%)

Nota. España está compuesta por 17 regiones y dos ciudades con un régimen especial (Ceuta y Melilla).

Instrumento de evaluación

Inicialmente, se les preguntó a los participantes sobre su sexo (hombre/mujer), edad (a fecha de la valoración), y región o ciudad de residencia. Después, completaron la versión española del cuestionario de Nomofobia (NMP-Q) adaptado por González-Cabrera et al. (2017), que también hicieron un análisis factorial exploratorio (valor α de ,95). Dicha herramienta evalúa cuatro dimensiones: 1) No ser capaz de acceder a la información (4 ítems): la molestia de perder el acceso inmediato a la información a través del smartphone y la posibilidad de buscar aquello que se desea en el momento. 2) Renunciar a la comodidad (5 ítems): sentimientos inherentes a la comodidad y tranquilidad psicológica que otorga tener control sobre el smartphone, especialmente en relación a la batería, cobertura y saldo. 3) No poder comunicarse (6 ítems): sentimientos sobre la pérdida de una comunicación inmediata y no poder usar los servicios disponibles para tal fin. 4) La pérdida de conexión (5 ítems): emociones vinculadas a la pérdida de ubicuidad tras perder la conectividad. Está relacionado

con la desconexión de la propia identidad en línea, sobre todo con sus redes sociales. El formato de respuesta usa una escala Likert de siete puntos, desde 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 7 (*totalmente de acuerdo*). No había ítems inversos, y el rango de puntuaciones varía entre 20 y 140 puntos. Por tanto, cuanto mayor la puntuación, mayor la nomofobia.

Procedimiento

La solicitud se tramitaba mediante la plataforma de encuestas en línea SurveyMonkey®, donde creamos un cuestionario específicamente para este estudio. Se incluyó en una red social española muy popular, cuya esfera de influencia abarca el territorio nacional íntegro. El estudio se realizó tras la aprobación de la entidad propietaria de la red social. Según los principios éticos de la Asociación Americana de Psicología (APA) para la investigación (APA, 2017), los participantes fueron informados en la primera página del formulario en línea del fin del estudio, incluyendo el avance de conocimiento sobre la prevalencia de la nomofobia en España, la duración estimada, y el contenido del cuestionario.

Se les informó a los participantes sobre su derecho a dejar de participar y salirse del cuestionario en cualquier momento sin consecuencia alguna, y acerca de la confidencialidad de la información, garantizada al ser un estudio anónimo. Por último, se les informó de la persona de contacto por si tenían preguntas sobre el estudio. Tras leer dicha información, y si estaban de acuerdo en participar, indicaban su conformidad y se les dirigía a la encuesta. Este estudio fue evaluado por el Comité de Ética de la Investigación de la UNIR (PI 009/2019). No hubo criterios de exclusión aparte de tener y usar un smartphone con conexión a Internet.

Análisis estadístico

Primero calculamos las estadísticas descriptivas de las puntuaciones del NMP-Q por sexo y edad (recodificados en tres grupos: 12-15, 16-20, y 21-24 años). Fijamos estos grupos para mantener la coherencia con las etapas psicoevolutivas inherentes a la adolescencia temprana (12-15), media y tardía (16-20) y juventud temprana (21-24) (Salmera-Aro, 2011). Las variables cuantitativas se expresaron como media (M) y desviación estándar (SD). Analizamos la diferencia media entre las variables cualitativas de dos categorías mediante la distribución *t* de Student para muestras independientes. En el caso de más de dos categorías, comparamos los resultados mediante el ANOVA. Examinamos comparaciones *post hoc* por pares mediante la prueba Bonferroni.

También usamos la *d* de Cohen para calcular el tamaño de efecto. Respecto de la validez interna, analizamos las propiedades psicométricas de cada ítem, indicando la media aritmética, la desviación estándar, la correlación ítem-total, la asimetría estadística y la curtosis (Tabla 2). Analizamos la estructura del NMP-Q mediante AFC. Usamos el método de estimación de máxima verosimilitud (ML), que requiere calcular la matriz de la covarianza asintótica de las varianzas y covarianzas de la muestra e incluye el índice χ^2 (S-B χ^2) robusto de Satorra-Bentler.

El modelo de nuestra hipótesis consistía en una estructura de cuatro factores correlacionados: No ser capaz de acceder a la información (4 ítems); Renunciar a la comodidad (5 ítems); No poder comunicarse (6 ítems); y Pérdida de conexión (5 ítems). Dicho modelo se comparó con varios modelos alternativos: (1) un modelo unidimensional, en el cual todos los ítems podían explicarse por un único factor; (2) un modelo de cuatro factores no correlacionados, donde las covarianzas entre los cuatro factores de la nomofobia estaban establecidas en 0; y (3) un modelo jerárquico con un factor de segundo orden para explicar los cuatro factores de la nomofobia. En todos los modelos, los ítems estaban limitados a contribuir a un solo factor. Según las recomendaciones de Hu y Bentler (1999), la bondad de ajuste se valoró mediante un índice de ajuste comparativo (CFI; valores iguales o mayores a 0,95 indican que el modelo tiene un ajuste adecuado), el error medio cuadrático de aproxi-

mación (RMSEA; valores iguales o menores a 0,06 indican un ajuste excelente, y valores de hasta 0,08 indican un ajuste moderado), y la residual estandarizado de la raíz cuadrada (SRMR; valores iguales o menores a 0,08 indican un ajuste adecuado). Para comparar los modelos, usamos el test de diferencias de chi cuadrado corregido (Crawford y Henry, 2003). Para determinar la consistencia interna del instrumento, estimamos el coeficiente alfa de Cronbach (Cronbach, 1951), el coeficiente alfa Ordinal (Elosua y Zumbo, 2008), el Omega (McDonald, 1999), la cota inferior máxima (GLB) (Woodhouse y Jackson, 1977) y la cota inferior máxima-algebraica (GLBa) (Molter y Revelle, 2015).

Para valorar si el NMP-Q puede usarse tanto con hombres como mujeres, y de edades diferentes, evaluamos la invarianza del modelo estructural entre diferentes grupos por sexo y edad (menores y mayores de 17 años). Primero, estimamos el modelo por separado en hombres, mujeres y participantes con edades entre 12-17 años, y participantes con edades entre 18-24 años. Segundo, estimamos la invarianza configural. Esto implica que las relaciones entre cada indicador y su constructo tienen el mismo patrón de factores de carga fijos y libres para cada grupo. Tercero, comparamos este modelo con otro modelo más restrictivo (invarianza factorial débil), en el cual las cargas factoriales de primer orden de los constructos se especificaron como iguales para ambos grupos. Cuarto, examinamos si los interceptos entre los grupos eran invariables (invarianza factorial fuerte). Con este fin, incluimos los interceptos en el modelo anterior. Por último, valoramos si las cargas factoriales de segundo orden eran equivalentes entre los grupos. Porque el chi-cuadrado es altamente sensible a muestras grandes y condiciones anormales, se supone que el modelo es invariable si el ΔCFI no supera 0,01 (Cheung y Rensvold, 2002).

Para clasificar los puntos de corte, usamos los percentiles 15, 80, y 95, correspondientes a: sin nomofobia, riesgo de nomofobia, y nomofóbico. Dicha clasificación se basa en otros campos de investigación, como juego patológico o uso problemático de teléfonos móvil, pero adaptado a la singularidad del problema nomofóbico presentado aquí (González-Cabrera et al., 2017; López-Fernández, Freixablanxart y Honrubia-Serrano, 2013). Estos puntos de corte se analizarán según las variables sexo y edad, distribuidos en 3 grupos de edad: 12-15, 16-20, y 21-24 años.

Usamos el software IBM SPSS Statistics para Windows, Versión 23.0 (IBM Corp.), LISREL 9.2 (Jöreskog y Sörbom, 2013), R version 3.5.0 (R Core Team, 2013) y psych package (Revelle, 2018) para el análisis estadístico. La representación gráfica se hizo con yEd-Graph Editor©.

Resultados

Diferencias por sexo y edad

Hubo diferencias significativas por sexo en las puntuaciones totales del NMP-Q (hombres: $M = 52,37$ y $SD = 19,62$;

mujeres: $M = 59,66$ y $SD = 22,54$; $t = -11,931$, $p < ,001$, $d = ,34$). Estas diferencias por sexo se dieron en todas las dimensiones del cuestionario: 1) No ser capaz de acceder a la información (hombres: $M = 12,81$ y $SD = 4,86$; mujeres: $M = 13,77$ y $SD = 5,09$; $t = -6,720$, $p < ,001$, $d = ,20$); 2) Renunciar a la comodidad (hombres: $M = 11,54$ y $SD = 5,46$; mujeres: $M = 12,72$ y $SD = 6,26$; $t = -6,943$, $p < ,001$, $d = ,20$); 3) No poder comunicarse (hombres: $M = 14,68$ y $SD = 6,95$; mujeres: $M = 17,75$ y $SD = 7,96$; $t = -14,238$, $p < ,001$, $d = ,41$) y 4) Pérdida de conexión (hombres: $M = 13,34$ y $SD = 5,44$; mujeres: $M = 15,42$ y $SD = 6,09$; $t = -12,452$, $p < ,001$; $d = ,36$).

En cuanto a edad, el grupo de 12-15 años tuvo una media y desviación estándar de 57,76 y 22,50, respectivamente. El grupo de 16-20 años obtuvo $M = 55,14$ y $SD = 20,47$; y el grupo de 21-24 años obtuvo $M = 53,54$ y $SD = 20,80$. Hubo diferencias significativas entre los tres grupos de edad en la puntuación total, $F(5, 5006) = 10,521$, $p < ,001$, $\eta^2 = 0,01$). Las diferencias entre los grupos de edad de 16-20 y 12-15 años fueron estadísticamente significativas ($p < ,001$). Las puntuaciones también fueron más elevadas y estadísticamente significativas para los grupos de 21-24 y 12-15 años ($p < ,001$). La correlación entre edad y puntuación total en el NMP-Q fue negativa y estadísticamente significativa ($r = -,091$, $p < ,001$).

Evidencia de validez de las puntuaciones en el NMP-Q

La Tabla 2 muestra varios indicadores psicométricos para cada ítem del NMP-Q, en concreto, media, desviación estándar, asimetría estadística, curtosis, y correlaciones ítem-total. La puntuación media más baja (1,85) se encontró en el ítem 15 (dimensión “No poder comunicarse”), que se centra en la ansiedad ante la ruptura de la conexión constante con familia y amigos. Por lo contrario, los ítems con las puntuaciones más altas se encontraron en la dimensión “No ser capaz de acceder a la información,” en el ítem 2, que pregunta el grado de irritación que tendría la persona si no pudiese buscar información en el smartphone siempre que quisiera (3,67), ítem 4, que pregunta el grado de irritación si fuese imposible usar el smartphone siempre que quisiera (3,59), e ítem 1, qué pregunta cómo de incómodo estaría si no tuviese acceso constante a información a través del smartphone (3,43). La asimetría estadística y la curtosis mostraron que, en general, la curva era simétricamente negativa y la distribución leptocúrtica. El ítem 15 fue el más anómalo. Los índices de discriminación de todos los ítems fueron aceptables y superaron el valor crítico de ,30, con una variación entre ,48 y ,76.

Tabla 2. Media, desviación estándar, correlación ítem-total, curtosis y asimetría para los 20 ítems del NMP-Q ($n = 5012$).

Ítem	M	SD	I-T	Kurt	Skew
1. Me sentiría incómodo sin acceso constante a la información a través de mi smartphone.	3,43	1,5	,68	-,406	,111
2. Me sentiría irritado si no pudiese buscar información en mi smartphone cuando quisiera.	3,67	1,48	,63	-,370	-,008
3. Estaría nervioso si no pudiese obtener noticias (p. ej., eventos, el tiempo, etc.) en mi smartphone.	2,53	1,45	,58	-,011	,737
4. Estaría irritado si no pudiese usar mi smartphone y sus capacidades cuando quisiera.	3,59	1,52	,66	-,421	,088
5. Me asustaría quedarme sin batería en mi smartphone.	2,83	1,64	,62	-,501	,573
6. Entraría en pánico si me quedase sin saldo o sobrepasase mi límite mensual de datos.	2,17	1,39	,59	,843	1,152
7. Si me quedase sin señal de cobertura de datos o no pudiera conectarme al wifi, comprobaría constantemente si tengo señal o pudiera encontrar una red de wifi.	3,03	1,63	,65	-,517	,476
8. Si no pudiese usar mi smartphone, tendría miedo a quedarme tirado en algún lugar.	3,20	1,74	,48	-,825	,307
9. Si estuviese un rato sin poder comprobar mi smartphone, tendría deseos de poder mirarlo.	2,98	1,61	,69	-,547	,441
10. Sentiría ansiedad si no pudiese comunicarme instantáneamente con mi familia y amigos.	2,85	1,59	,74	-,343	,324
11. Estaría preocupado porque mi familia y amigos no podrían contactar conmigo.	3,20	1,62	,64	-,618	,324
12. Estaría nervioso porque no podría recibir mensajes de texto y llamadas.	2,64	1,54	,76	-,039	,754
13. Sentiría ansiedad porque no podría mantener el contacto con mi familia y amigos.	2,92	1,54	,75	-,403	,494
14. Estaría nervioso porque no podría saber si alguien había intentado contactar conmigo.	2,52	1,44	,74	,215	,824
15. Sentiría ansiedad porque se hubiese roto mi contacto continuo con mi familia y amigos.	1,85	1,26	,69	2,918	1,707
16. Estaría nervioso porque estaría desconectado de mi identidad en línea.	2,72	1,53	,73	-,196	,653
17. Estaría incómodo porque no podría estar al día con las redes sociales y redes en línea.	2,43	1,25	,66	,139	,894
18. Sentiría torpeza porque no podría comprobar mis notificaciones de actualizaciones de mis contactos y redes en línea.	2,18	1,44	,72	,927	1,212
19. Sentiría ansiedad porque no podría comprobar mi correo electrónico.	2,19	1,40	,60	,816	1,153
20. Me sentiría raro porque no sabría qué hacer.	2,5	1,54	,63	-,103	,818

Nota. Esta tabla muestra los 20 ítems del NMP-Q junto con su media (M), desviación estándar (SD), correlaciones ítem-total (IT), curtosis (Kurt) y asimetría (Skew). Los veinte ítems corresponden a cuatro dimensiones: No ser capaz de acceder a la información (4 ítems, 1-4); Renunciar a la comodidad (5 ítems, 5-9); No poder comunicarse (6 ítems, 10-15) y la Pérdida de conexión (5 ítems, 16-20).

Tabla 3 presenta los índices de ajuste para todos los modelos. Como se puede ver, el modelo de nuestra hipótesis con cuatro factores correlacionados obtuvo buenos índices de ajuste. Creamos un modelo de segundo orden, también con índices adecuados.

Los modelos 2 y 3 aumentaron el chi cuadrado de forma significativa y presentaron peores índices de ajuste. No obstante, el modelo 4, aunque aumentó el chi cuadrado significativamente, presentó índices de ajuste muy similares. Este modelo jerárquico presenta la ventaja de estimar

Tabla 3. Índices de ajuste para los modelos (n = 5012).

Modelo	S-B χ^2	RMSEA	CI	CFI	NNFI	SRMR	Comparación con el modelo de nuestra hipótesis
Cuatro factores correlacionados (modelo de nuestra hipótesis)	S-B $\chi^2(163) = 4356$	0,072	(90% CI [0,070, 0,073])	0,980	0,977	0,062	
Modelo 2. Cuatro factores no correlacionados	S-B $\chi^2(169) = 14144$	0,128	(90% CI [0,127, 0,130])	0,935	0,926	0,379	$\Delta S-B\chi^2(6, n = 5012) = 9788, p < 0,001$
Modelo 3. Un factor	S-B $\chi^2(169) = 13452$	0,125	(90% CI [0,123, 0,127])	0,938	0,930	0,071	$\Delta S-B\chi^2(6, n = 5012) = 7574, p < 0,001$
Modelo 4. Modelo jerárquico (cuatro factores de primer orden explicados por un factor de segundo orden)	S-B $\chi^2(165) = 4387$	0,72	(90% CI [0,070, 0,073])	0,980	0,977	0,063	$\Delta S-B\chi^2(2, n = 5012) = 29, p < 0,001$

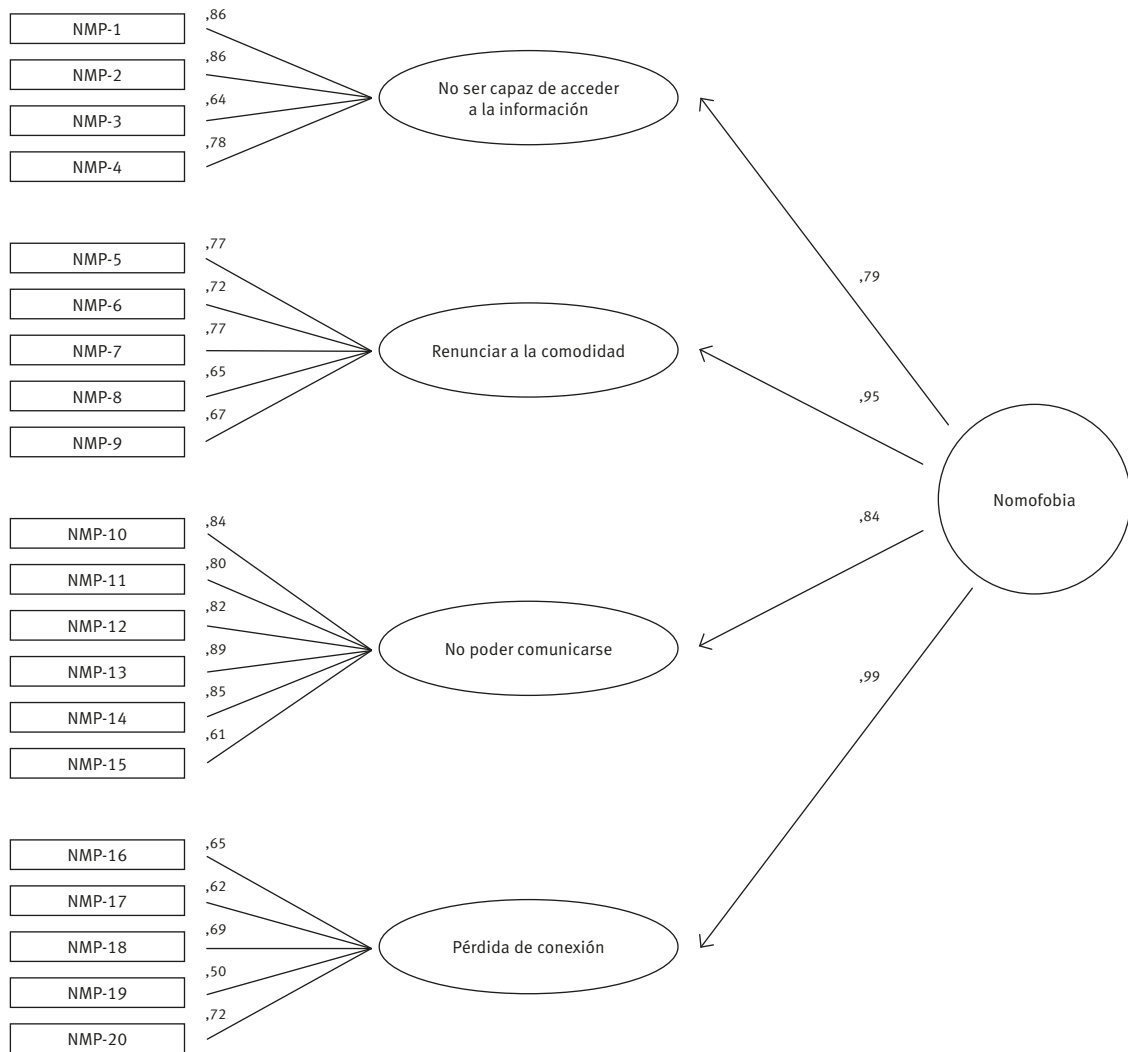


Figura 1. Modelo jerárquico (cuatro factores de primer orden explicados por un factor de segundo orden) para el NMP-Q.

Tabla 4. Alfa de Cronbach (α), coeficientes alfa ordinal y Omega (ω) para las cuatro dimensiones e intervalo de confianza (IC), la cota inferior máxima (GLB) y la cota inferior máxima-algebraica (GLBa) del NMP-Q.

Dimensiones	A (IC)	Ordinal (IC)	ω (IC)	GLB	GLBa	Número de ítems
No poder comunicarse	0,91 [0,91, 0,92]	0,93 [0,93, 0,94]	0,92 [0,92, 0,93]	0,94	0,94	6
Pérdida de conexión	0,85 [0,84, 0,86]	0,88 [0,87, 0,88]	0,85 [0,84, 0,86]	0,86	0,86	5
No ser capaz de acceder a la información	0,86 [0,85, 0,87]	0,88 [0,87, 0,89]	0,86 [0,86, 0,87]	0,87	0,87	4
Renunciar a la comodidad	0,77 [0,76, 0,78]	0,81 [0,80, 0,81]	0,78 [0,76, 0,79]	0,82	0,81	5

Tabla 5. Análisis de invarianza entre sexo y edad (con comparaciones estrictas usando S-B χ^2).

Modelo	S-B χ^2	df	RMSEA	RMSEA 90% IC	SRMR	NNFI	CFI	Modelos comparados	Δ CFI
Sexo									
1 Hombres	2320	165	0,067	[0,065, 0,070]	0,062	0,977	0,980		
2 Mujeres	2213	165	0,077	[0,074, 0,079]	0,066	0,977	0,980		
3 Invarianza configural	4536	330	0,071	[0,070, 0,073]	0,062	0,977	0,980		
4 Invarianza de las cargas factoriales de 1 ^{er} orden	4603	346	0,070	[0,068, 0,072]	0,060	0,977	0,979	3-4	0,001
5 Invarianza fuerte	4664	362	0,069	[0,067, 0,071]	0,060	0,978	0,979	4-5	0,000
6 Invarianza de las cargas factoriales de 2 ^o orden	4710	366	0,069	[0,067, 0,071]	0,073	0,978	0,979	5-6	0,000
Edad									
7 \leq 17 años	2418	165	0,073	[0,070, 0,075]	0,066	0,977	0,980		
8 \geq 18 años	3444	165	0,070	[0,068, 0,073]	0,061	0,977	0,980		
9 Invarianza configural	4562	330	0,072	[0,070, 0,072]	0,061	0,977	0,980		
10 Invarianza de las cargas factoriales de 1 ^{er} orden	4671	346	0,071	[0,069, 0,072]	0,071	0,977	0,979	9-10	0,001
11 Invarianza fuerte	4733	362	0,069	[0,068, 0,071]	0,071	0,978	0,979	10-11	0,000
12 Invarianza de las cargas factoriales de 2 ^o orden	4761	366	0,069	[0,068, 0,071]	0,080	0,978	0,979	11-12	0,000

Nota. S-B χ^2 = Satorra-Bentler χ^2 ; df = grados de libertad; RMSEA = aproximación de la raíz cuadrada media del error; IC = intervalo de confianza; SRMR= residuos estandarizados de la raíz cuadrada; CFI: índice de ajuste comparativo; NNFI = índice de ajuste no normalizado; Δ CFI = diferencias en el índice de ajuste comparativo.

una puntuación total para el NMP-Q, junto con las puntuaciones parciales de las subescalas. Las cargas factoriales de los factores de primer orden sobre los factores de segundo orden fueron ,84, ,99, ,79, y ,95, respectivamente para No poder comunicarse, Pérdida de conexión, No ser capaz de acceder a la información y Renunciar a la comodidad.

Figura 1 presenta el modelo jerárquico (cuatro factores de primer orden explicados por un factor de segundo orden) cuyas cargas factoriales superaron ,50 en todos los casos. Tabla 4 muestra el alfa de Cronbach, alfa Ordinal y coeficiente Omega con sus índices de ajuste. Como se muestra, todos los valores de cada dimensión fueron adecuados, variando desde ,78 hasta ,92 (Omega ω).

Midiendo invarianza entre sexo y edad

Hicimos los cálculos del modelo jerárquico por submuestras separadas por sexo y edad. Los índices de ajuste fueron adecuados para cada submuestra. Las pruebas de invarianza indicaron que tanto las cargas factoriales como los interceptos se podían suponer invariables porque el cambio en el índice de ajuste comparativo (CFI) fue menor de ,01 en todos los casos.

Puntos de corte de la versión española del NMP-Q en función de sexo y edad

La puntuación media y la desviación estándar para el NMP-Q fue 55,44 y 21,21, respectivamente, entre un rango de 20-140. Los percentiles 15, 80, y 95 corresponden a sin nomofobia, riesgo de nomofobia, y nomofóbico, respectivamente. Según estos criterios, los puntos de corte son 34, 72 y 94 para las categorías de clasificación mencionadas anteriormente. La distribución para hombres es 32, 68, y 87, y para mujeres es 36, 78, y 100. Tabla 6 presenta las diferentes puntuaciones para los percentiles en función del sexo para los grupos de edad entre 12-15, 16-20, y 21-24 años.

Discusión

Este estudio es una contribución hacia el conocimiento y la identificación de la nomofobia, un problema nuevo que aún no ha sido examinado en profundidad, debido a su falta de reconocimiento en el *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales-5ª edición DSM-5* (Asociación Americana de Psiquiatría, 2013) y a la diversidad de enfoques teóricos hacia este constructo reciente. Respecto del

Tabla 6. Puntuaciones para los percentiles del NMP-Q en función de sexo y edad ($n = 5012$).

Percentiles	Puntuaciones					
	Hombres			Mujeres		
	12-15 n = 809	16-20 n = 1276	21-24 n = 817	12-15 n = 614	16-20 n = 929	21-24 n = 567
1	20	20	20	21	21	21
5	25	25	23	29	27	25
10	31	30	27	34	32	29
15	34	33	30	38	37	32
20	36	36	32	41	40	37
25	39	39	36	44	43	41
30	41	41	39	47	46	44
35	43	43	41	50	49	47
40	45	45	44	53	53	50
45	48	48	47	57	55	53
50	51	50	49	60	57	57
55	54	53	52	65	59	60
60	58	55	55	67	62	63
65	61	58	58	70	66	64
70	65	61	61	73	69	68
75	68	64	63	77	73	72
80	71	67	66	82	77	75
85	75	71	71	87	82	80
90	82	76	76	94	88	85
95	92	84	86	107	101	95
99	121	110	103	129	126	124
M	54,27	52,11	50,90	62,37	59,29	57,33
SD	20,88	18,68	16,68	23,71	22,04	21,77

Nota. Gris indica los percentiles 15 (sin nomofobia), 80 (riesgo de nomofobia), y 95 (nomofóbico).

primer objetivo de este estudio, i.e., valorar la estructura y la fiabilidad de la versión española del Cuestionario de Nomofobia (NMP-Q), confirmamos el modelo de cuatro factores correlacionados de nuestra hipótesis (Tabla 3). Aportamos evidencia de la existencia de un factor de segundo orden más amplio que podría explicar las asociaciones entre las cuatro dimensiones de la nomofobia. Estos datos son consistentes con los de otras adaptaciones, tales como la de Lin et al. (2018), y constituyen una validación de trabajos exploratorios anteriores (González-Cabrera et al., 2017; Yildirim y Correia, 2015). Además, ofrecemos un modelo jerárquico con cuatro factores de primer orden y un factor general de segundo orden, permitiéndonos dar una puntuación total y tres puntos de corte. Así es posible no solo determinar la existencia de un problema nomofóbico, sino además su severidad.

Hay pocos estudios en la actualidad sobre la prevalencia de la nomofobia, y menos con una muestra grande y representativa de todas las regiones de un país. Hasta la fecha, ningún estudio ha establecido puntos de corte claros para identificar los niveles de un problema nomofóbico. El único estudio que sugirió puntos de corte fue el de González-Cabrera et al. (2017), con los percentiles 15, 80, y 95 según sexo y edad de los participantes. No obstante, la muestra de ese estudio tuvo limitaciones serias debido a su tamaño pequeño y escasa representatividad. Además,

los puntos de corte fueron conceptualizados como usuario ocasional (P15), usuario de riesgo (P80), y usuario problemático (P95). En este manuscrito, adaptamos estas categorías provenientes de la literatura sobre el trastorno de juego a la singularidad del constructo de nomofobia, indicando ausencia de nomofobia (P15), riesgo de desarrollar nomofobia (P80), y la existencia de un problema nomofóbico (P95). Además, nuestro estudio contó con una muestra española de gran tamaño, general (no solo estudiantes), y con representación de todas las regiones del país (Tabla 1), mientras que el estudio mencionado anteriormente de González-Cabrera et al. (2017) usó muestras estudiantiles más pequeñas. Los nuevos puntos de corte sugeridos aquí son, en general, más bajos que los de González-Cabrera et al. (2017), pero mantienen la misma tendencia del estudio exploratorio, dado que las mujeres (de cualquier edad) presentaban niveles más elevados de nomofobia y, entre ellas, las de los grupos entre 14-15 y 16-17 años tuvieron las puntuaciones más altas.

En cuanto a la hipótesis de que existirían diferencias por sexo y edad para nomofobia (Arpaci, Baloglu, Kozan y Kesici, 2017; Dasgupta et al., 2017; Gezgin y Çakır, 2016; Gezgin, Şumuer, Arslan y Yildirim, 2017; González-Cabrera et al., 2017; King et al., 2017; Prasad et al., 2017), este estudio confirmó que las mujeres obtuvieron puntuaciones más altas en el NMP-Q (y en las cuatro dimensiones) que los hombres. No obstante, otros estudios no han hallado estas diferencias (Lin et al., 2018) o indicaron que no eran significativas (Farooqui, Pore y Gothankar, 2017; Madhusudan, Sudarshan, Sanjay, Gopi y Fernandes, 2017; Müge y Gezgin, 2016; Uysal, Özen y Madenoğlu, 2016). Algunos estudios han encontrado que los hombres tienen mayores niveles de nomofobia y dependencia del teléfono móvil (Dongre et al., 2017; Nawaz, Sultana, Amjad y Shaheen, 2017). Estas diferencias pueden deberse a creencias culturales o religiosas que pueden tener un valor explicativo mayor que la variable sexo por sí misma, como han sugerido otros estudios sobre el uso problemático del Internet y el teléfono móvil (Baron y Campbell, 2011; Yudes-Gómez, Baridon-Chauvie y González-Cabrera, 2018). Además, los datos de nuestro estudio apoyan la hipótesis que las puntuaciones en nomofobia disminuirán con la edad, en concreto después de los 18 años. Esto es convergente con el trabajo Gezgin et al. (2017), quienes sostienen que cuando la edad aumenta los niveles de nomofobia decrecen, pero entra en contradicción con Dasgupta et al. (2017) al señalar que una edad por debajo de 21 años es un predictor de nomofobia. De manera similar, también se ha informado sobre diferencias de edad entre menores y mayores de 20 años (Adawi et al., 2018; Yildirim, Sumuer, Adnan y Yildirim, 2015). Por último, otros estudios han ofrecido distintos rangos de edad para grupos de riesgo, con los grupos más problemáticos entre los 18-29 años (King et al., 2017) y 22-24 años (Sharma, Sharma, Sharma y Wavare, 2015).

Este estudio no está exento de limitaciones metodológicas. Primero, el NMP-Q es un cuestionario autoinformado, por lo que puede haber sesgos de respuesta y deseabilidad. Por ello, algunos participantes pueden haber mentido en algunas de sus respuestas, infrareportando la severidad o la frecuencia de sus síntomas nomofóbicos para minimizar sus problemas. Aunque sea menos probable, también pueden haber exagerado sus respuestas para que parezcan peores sus problemas con el móvil. A pesar del hecho que, debido a las características de este estudio, no usamos mecanismo alguno para detectar la falsedad, todos los participantes obtuvieron una puntuación en el indicador global de nomofobia. Por tanto, es razonable suponer que respondieron al cuestionario online lectores que tenían interés por el tema y por conocer su puntuación. Pensamos que esta motivación, que es poco frecuente en los estudios, sirvió para reducir los problemas asociados a los autoinformes mencionados anteriormente. Además, el poco tiempo necesario para completar el cuestionario de 20 ítems (una media de 7 minutos), junto con el hecho que no había ítems inversos, puede haber reducido problemas relacionados con la falta de atención o el aburrimiento. También eliminamos los cuestionarios completados en menos de 4 minutos. Este estudio podría mejorarse en el futuro usando medidas complementarias al autoinforme.

Segundo, el muestreo no fue aleatorio, aunque el tamaño muestral garantiza que los participantes procedan de todas las regiones y ciudades españolas, y hubo una diversidad sociodemográfica elevada. Aún más importante, estos datos solo pueden extrapolarse con precaución y deben interpretarse como un acercamiento inicial con una muestra grande y un primer intento de ofrecer criterios normativos para interpretar las puntuaciones en el NMP-Q en España. Recomendamos que se repliquen los resultados usando los puntos de corte establecidos aquí para sexo y edad en muestras aleatorias. También proponemos que se hagan estudios comparativos interculturales entre países hispanohablantes. Además, consideramos que esta herramienta debe usarse para fines clínicos junto con una entrevista clínica o con cualquier otra valoración clínica complementaria, pero no como medida exclusiva. No evaluamos otros problemas relacionados con la nomofobia, como tiempo empleado online y/o en el teléfono móvil, FoMO (del inglés «fear of missing out», temor a perderse algo), etc., lo que impidió que hiciéramos otros análisis estadísticos para evaluar la fiabilidad diagnóstica del NMP-Q. Esto no fue posible debido a circunstancias más allá de nuestro control sobre el diseño del estudio y los requisitos de los medios que colgaron el cuestionario en línea. Es más, este estudio tampoco examinó la relación entre la nomofobia y otros constructos para analizar la validez externa e interna del NMP-Q, aunque otros estudios lo han hecho, especialmente en la adaptación al castellano de González-Cabrera et al. (2017) y en otros estudios de validación (Adawi et al., 2018; Lin et al., 2018;

Yildirim y Correia, 2015). Por último, no examinamos variables sociodemográficas como etnia, nivel de estudios, nivel socioeconómico, tiempo empleado en el uso del smartphone, etc., que valdría la pena estudiar en un futuro.

En conclusión, este estudio confirma la estructura factorial de la versión española del NMP-Q de González-Cabrera et al. (2017) y el modelo original de cuatro factores de Yildirim y Correia (2015). Además, también mostramos que un factor de segundo orden más amplio podría explicar las asociaciones entre las cuatro dimensiones de la nomofobia y ofrece la primera tipificación de puntuaciones en nomofobia (NMP-Q) por sexo y edad (entre los 12-24 años). Este trabajo puede ser útil para unidades de cuidados pediátricos y psicológicos, y para los encargados de orientación escolar en las escuelas. Toda la información anterior también es de interés para los padres, dado que la educación y supervisión parental puede jugar un papel muy importante en la prevención de problemas asociados a las tecnologías de la información y la comunicación.

Financiación

Esta investigación ha sido financiada por el Ministerio de Economía, Industria y Competitividad de España, RTI2018-094212-B-I00: (CIBER-AACC); y por la Universidad Internacional de La Rioja, Proyecto “Ciberpsicología (Trienio 2017-20)”. Además, esta investigación fue apoyada por una beca del Gobierno Vasco (Ref. IT982-16).

Referencias

- Adawi, M., Bragazzi, N. L., Argumosa-Villar, L., Boada-Grau, J., Vigil-Colet, A., Yildirim, C., del Puente, G. y Watad, A. (2018). Translation and validation of the Nomophobia Questionnaire in the Italian language: Exploratory factor analysis. *JMIR Mhealth and Uhealth*, 6, e24. doi:0.2196/mhealth.9186.
- American Psychological Association (2017). *Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct*. Recuperado de <https://www.apa.org/ethics/code/index>
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders-text revision* (5th ed.). Washington, DC: American Psychiatric Publishing
- Arpaci, I., Baloglu, M., Kozan, I. Ö. H. y Kesici, S. (2017). Individual differences in the relationship between attachment and nomophobia among college students: The mediating role of mindfulness. *Journal of Medical Internet Research*, 19, e404. doi:10.2196/jmir.8847.
- Baron, N. S. y Campbell, E. M. (2011). Gender and mobile phones in cross-national context. *Language Sciences* 34, 13-27. doi: 10.1016/j.langsci.2011.06.018
- Belk, R. (2016). Extended self and the digital world. *Current Opinion in Psychology*, 10, 50-54. doi:10.1016/j.copsyc.2015.11.003.

- Bragazzi, N. L. y Del Puente, G. (2014). A proposal for including nomophobia in the new DSM-V. *Psychology Research and Behavior Management*, 7, 155–160. doi:10.2147/PRBM.S41386.
- Bragazzi, N. L., Del Puente, G., Adavastro, G., Pompei, V., Siri, A., Rania, N., Correia, A. P. y Yildirim, C. (2016). Translation and validation of the Nomophobia Questionnaire (NMP-Q) in Italian language: Insights from factor analysis. *European Psychiatry*, 33, S390. doi:10.1016/j.eurpsy.2016.01.1110.
- Carter, M. y Grover, V. (2015). Me, my Self, and I(T): Conceptualizing information technology identity and its implications. *MIS Quarterly*, 4, 931-957. doi:10.25300/MISQ/2015/39.4.9.
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9, 233–255. doi:10.1207/S15328007SEM0902_5.
- Crawford, J. R. y Henry, J. D. (2003). The Depression Anxiety Stress Scales (DASS): Normative data and latent structure in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 42, 111–131. doi:10.1348/014466503321903544.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297–334.
- Dasgupta, P., Bhattacharjee, S., Dasgupta, S., Roy, J., Mukherjee, A. y Biswas, R. (2017). Nomophobic behaviors among smartphone using medical and engineering students in two colleges of West Bengal. *Indian Journal of Public Health*, 61, 199. doi:10.4103/ijph.IJPH_81_16.
- Davis, K. (2013). Young people's digital lives: The impact of interpersonal relationships and digital media use on adolescents' sense of identity. *Computers in Human Behavior*, 29, 2281–2293. doi:10.1016/j.chb.2013.05.022.
- Ditrendia. (2017). *Mobile report in Spain and worldwide 2017*. Recuperado de https://www.amic.media/media/files/file_352_1289.pdf.
- Dongre, A. S., Inamdar, I. F. y Gattani, P. L. (2017). Nomophobia: A study to evaluate mobile phone dependence and impact of cell phone on health. *National Journal of Community Medicine*, 8, 688–693. doi:10.4103/0970-0218.66878.
- Elosua, P. y Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicología*, 20, 896-901.
- Farooqui, I. A., Pore, P. y Gothankar, J. (2017). Nomophobia: An emerging issue in medical institutions? *Journal of Mental Health*, 27, 438-441. doi:10.1080/09638237.2017.1417564.
- Garmendia-Larrañaga, M., Jiménez-Iglesias, E., Casado, M. y Mascheroni, G. (2016). *Net children go mobile: Riesgos y oportunidades en internet y uso de dispositivos móviles entre menores españoles (2010-2015)*. Bilbao, España: Universidad del País Vasco.
- Gezgin, D. M. y Çakır, Ö. (2016). Analysis of nomophobic behaviors of adolescents regarding various factors. *Journal of Human Sciences*, 13, 2504–2519. doi:10.14687/jhs.v13i2.3797.
- Gezgin, D. M., Şumuer, E., Arslan, O. y Yildirim, S. (2017). Nomophobia prevalence among pre-service teachers: A case of Trakya University. *Trakya Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 7, 86–95. doi:10.17860/mersinefd.359458.
- González-Cabrera, J., Balea, A., Vallina, M., Moya, A. y Laviana, O. (2017). *Informe ejecutivo del Proyecto CIBERASTUR*. Oviedo, Asturias: Consejería de Educación y Cultura, Principado de Asturias. Recuperado de <https://goo.gl/wLxQ6i>.
- González-Cabrera, J., León-Mejía, A., Calvete, E. y Pérez-Sancho, C. (2017). Adaptation to Spanish of the Nomophobia Questionnaire (NMP-Q) in a sample of adolescents. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 45, 137-44.
- Google/TNS, C. B. S. (2017). *Consumer Barometer Study 2017: The year of the mobile majority*. Mountain View, USA. Recuperado de <https://goo.gl/xJVNYF>.
- Han, S., Kim, K. J. y Kim, J. H. (2017). Understanding nomophobia: Structural equation modeling and semantic network analysis of smartphone separation anxiety. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 20, 419-427. doi:10.1089/cyber.2017.0113.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cut off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 1-55. doi:10.1080/10705519909540118.
- IBM Corp. (2015). *IBM SPSS Statistics for Windows, Version 23.0*. Armonk, NY: IBM Corporation.
- James, W. (1890). *The principles of psychology, Vol I*. New York, NY: Henry Holt and Co.
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (2013). *LISREL 9.2 [computer software]*. Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- King, A., Guedes, E., Pedro Neto, J., Guimaraes, F. y Nardi, A. (2017). Nomophobia: Clinical and demographic profile of social network excessive users. *Journal of Addiction Research and Therapy*, 8, 339. doi:10.4172/2155-6105.1000339.
- King, A. L. S., Valença, A. M., Silva, A. C. O., Baczynski, T., Carvalho, M. R. y Nardi, A. E. (2013). Nomophobia: Dependency on virtual environments or social phobia? *Computers in Human Behavior*, 29, 140-144. doi:10.1016/j.chb.2012.07.025.
- Kirwan, G. (2016). Computer mediated communication and online media. In G. K. I. Connolly, M. Palmer, and H. Barton (Eds.), *An introduction to cyberpsychology* (pp. 31-43). London: Routledge.
- Lin, C., Griffiths, M. y Pakpour, A. (2018). Psychometric evaluation of Persian Nomophobia Questionnaire: Differential item functioning and measurement invariance.

- ce across gender. *Journal of Behavioral Addictions*, 7, 100-108. doi:10.1556/2006.7.2018.11.
- López-Fernández, O., Freixa-Blanxart, M. y Honrubia-Serrano, M. L. (2013). The Problematic Internet Entertainment Use Scale for Adolescents: Prevalence of problem internet use in Spanish high school students. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 16, 108-118. doi:10.1089/cyber.2012.0250.
- Ma, J. y Liu, C. (2018). Evaluation of the factor structure of the Chinese version of the Nomophobia Questionnaire. *Current Psychology*, 1-7. doi:10.1007/s12144-018-0071-9.
- Madhusudan, M., Sudarshan, B. P., Sanjay, T. V., Gopi, A. y Fernandes S. D. A. (2017). Nomophobia and determinants among the students of a medical college in Kerala. *International Journal of Medical Science and Public Health* 6, 1046-1049. doi:10.5455/ijmsph.2017.0203115022017.
- McDonald, R. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Moltner, A. y Revelle, W. (2015). *Find the greatest lower bound to reliability*. Recuperado de <http://personality-project.org/r/psych/help/glb.algebraic.html>
- Montero, I. y León, O.G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847-862.
- Müge, A. y Gezgin, D. M. (2016). A modern phobia: Prevalence of nomophobia among college students. *Journal of Faculty of Educational Sciences*, 49, 141-158. doi:10.1177/0266666915599025.
- Nawaz, I., Sultana, I., Amjad, M. J. y Shaheen, A. (2017). Measuring the enormity of nomophobia among youth in Pakistan. *Journal of Technology in Behavioral Science*, 2, 149-155. doi:10.1007/s41347-017-0028-0.
- Pedrero, E., Ruiz, J., Rojo, G., Llanero, M., Pedrero, J., Morales, S. y Puerta, C. (2018). Information and communications technologies (ICT): Problematic use of Internet, video games, mobile phones, instant messaging and social networks using MULTICAGE-TIC. *Adicciones*, 30, 19-32. doi:10.20882/adicciones.806.
- Prasad, M., Basavaraj, P., Singla, A., 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 Research*, 11, ZC34-ZC39. doi:10.7860/JCDR/2017/20858.9341.
- R Core Team. (2013). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. Recuperado de <http://www.R-project.org/>.
- Revelle, W. (2018). *Psych: Procedures for personality and psychological research*. Illinois, USA: Northwestern University. Recuperado de <https://CRAN.R-project.org/package=psych> Version = 1.8.12.
- Ruiz-Ruano, A., López-Salmerón, M. y López Puga, J. (2018). Experiential avoidance and excessive smartphone use: A Bayesian approach. *Adicciones*, Advance publication online. doi:10.20882/adicciones.1151.
- Salmera-Aro, K. (2011). Stages of adolescence. In B. Brown and J. J. Prinstein (Eds.), *Encyclopedia of adolescence*, Vol. 1. (pp. 360-68). Oxford, UK: Elsevier.
- Securenvoy. (2012). *66% of the population suffer from Nomophobia, the fear of being without their phone*. Recuperado de <https://www.securenvoy.com/blog/2012/02/16/66-of-the-population-suffer-from-nomophobia-the-fear-of-being-without-their-phone/>.
- Sharma, N., Sharma, P., Sharma, N. y Wavare, R. R. (2015). Rising concern of nomophobia amongst Indian medical students. *International Journal of Research in Medical Sciences*, 3, 705-707. doi:10.5455/2320-6012.ijrms201503333.
- Statista. (2017). *Types of devices used to connect to Internet in Spain in 2017*. Recuperado de <https://es.statista.com/estadisticas/478515/dispositivos-usados-para-acceder-a-internet-en-espana/>.
- Taneja, C. (2014). The psychology of excessive cellular phone use. *Delhi Psychiatry Journal*, 17, 448-451.
- Uysal, S., Özen, H. y Madenoğlu, C. (2016). Social phobia in higher education: The influence of nomophobia on social phobia. *The Global E-Learning Journal*, 5, 1-8.
- Walsh, S. P., White, K. M. y Young, R. (2010). Needing to connect: The effect of self and others on young people's involvement with their mobile phones. *Australian Journal of Psychology*, 62, 194-203. doi:10.1080/00049530903567229.
- Woodhouse, B. y Jackson, P.H. (1977). Lower bounds for the reliability of the total score on a test composed of non-homogeneous items: II: A search procedure to locate the greatest lower bound. *Psychometrika*, 42, 579-591. doi:10.1007/BF02295980.
- 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. doi:10.1016/j.chb.2015.02.059.
- Yildirim, C., Sumuer, E., Adnan, M. y Yildirim, S. (2015). A growing fear: Prevalence of nomophobia among Turkish college students. *Information Development*, 32, 1322-1331. doi:10.1177/0266666915599025.
- Yudes-Gómez, C., Baridon-Chauvie, D. y González-Cabrera, J. (2018). Cyberbullying and problematic Internet use in Colombia, Uruguay and Spain: Cross-cultural study. *Comunicar*, 56, 49-58. doi:10.3916/C56-2018-05.