

ESTUDIO PSICOMÉTRICO DE LA ADAPTACIÓN CULTURAL DEL CUESTIONARIO PIUQ EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS DE LIMA

SOLANGE OTIURA-TRISANO
<https://orcid.org/0000-0002-7577-3935>
Universidad de Lima

CARLA CORTEZ-VERGARA
<https://orcid.org/0000-0002-7068-1927>
Universidad Peruana Cayetano Heredia

JOHANN M. VEGA-DIENSTMAIER
<https://orcid.org/0000-0002-5686-4014>
Universidad Peruana Cayetano Heredia

Correo electrónico: sotiura@ulima.edu.pe

Recibido: 30 de enero del 2024 / Aceptado: 23 de mayo del 2024

[https://doi.org/10.26439/persona2024.n27\(1\).6891](https://doi.org/10.26439/persona2024.n27(1).6891)

RESUMEN. Las tecnologías de la información y comunicación (TIC) desempeñan un papel crucial en la educación superior. Sin embargo, su uso inadecuado ha exacerbado los problemas de salud mental. El objetivo del presente artículo fue validar la adaptación del Cuestionario sobre Uso Problemático de Internet (PIUQ) en 255 jóvenes estudiantes universitarios, entre 17 y 19 años, de una universidad privada de Lima. Se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE), un análisis basado en la teoría de respuesta al ítem (IRT) utilizando el modelo de respuesta graduada de Samejima, y un análisis factorial confirmatorio (AFC). Asimismo, se evaluó la confiabilidad por consistencia interna mediante los coeficientes alfa y omega. El análisis IRT mostró coeficientes de discriminación adecuados para todos los ítems. Los coeficientes alfa de las puntuaciones de las tres subescalas del PIUQ-18 estuvieron entre .7 y .9, y los de la escala total fueron > .90 (lo cual sugiere la posibilidad de reducir la escala). De acuerdo con el AFC, el modelo original del PIUQ-18 con tres factores, así como el de un solo factor, tienen indicadores de ajuste aceptables; sin embargo, al realizar posteriormente el AFE, este sugiere la existencia de hasta cuatro factores al haber superposición entre las subescalas de trastorno de control y negligencia. Los hallazgos mencionados condujeron a la propuesta de una nueva escala reducida de nueve ítems con dos factores (obsesión y negligencia,

y trastorno de control), la cual presentó un mejor ajuste, invarianza factorial por sexo y consistencia interna adecuada.

Palabras clave: uso problemático de internet / adaptación cultural / validez / fiabilidad

PSYCHOMETRIC STUDY OF THE CULTURAL ADAPTATION OF THE PIUQ IN UNDERGRADUATE STUDENTS IN LIMA

ABSTRACT. Information and communication technologies (ICTs) have played a crucial role in higher education. However, inappropriate use has exacerbated mental health problems. The purpose of this article was to validate the adaptation of the Problematic Internet Use Questionnaire (PIUQ) in young university students from a private university in Lima with 255 students between 17 and 19 years old. Psychometric analysis included exploratory factor analysis (EFA), analysis based on item response theory (IRT) using Samejima's graded response model, and confirmatory factor analysis (CFA); alpha and omega coefficients were used to assess reliability (internal consistency). The IRT analysis showed adequate discrimination coefficients for all items. The alpha coefficients for each of the three PIUQ-18 subscales were between .7 and .9, and those for the total scale were $> .90$ (suggesting the possibility of scale reduction). According to the CFA, the original PIUQ-18 model with three factors and a model with a single factor have acceptable fit indicators; however, the EFA suggests the existence of up to four factors with overlap between the control disorder and neglect subscales. The findings led to the proposal of a new reduced scale of nine items with two factors (obsession and neglect, and control disorder) with a better fit, factorial invariance by sex, and adequate internal consistency.

Keywords: problematic Internet use / cultural adaptation / validity / reliability

INTRODUCCIÓN

En el contexto de digitalización mundial, el cual permite agilizar procesos para el manejo y tratamiento de la información, es importante tener en cuenta lo veloz y extenso de las comunicaciones y toda la información que se consigue con los dispositivos electrónicos. El acceso y modo de funcionamiento virtual ha generado cambios en cómo vivimos, cómo nos entendemos y cómo conceptualizamos la realidad, tornándose en muchos casos en un nuevo modo de vida natural (Almendros & Echeverría, 2019). Hoy en día, los entornos *online* influyen en nuestras emociones, pensamientos y conductas; no obstante, los hábitos de uso excesivo pueden colocar a una determinada proporción de la población en riesgo de desarrollar problemas de adicción (Lopez-Fernandez, 2021).

El confinamiento por COVID-19 ha transformado la vida cotidiana, impulsando cambios hacia el estudio y trabajo remoto en todo el mundo. Las tecnologías de la información y comunicación (TIC) han desempeñado un papel crucial en la transición hacia la educación en línea, convirtiéndose en herramientas indispensables en la educación superior durante las últimas dos décadas. Según Saha et al. (2021), los estudiantes han experimentado un aumento en las afectaciones sociales, como socializar y divertirse principalmente a través de dispositivos electrónicos, desde antes de la pandemia, en 2019, hasta después de esta, en 2021. Esto parece exacerbar los problemas de salud mental y afectar especialmente el aspecto social, aunque su medición resulta compleja debido a la normalización de estos comportamientos. Además, investigaciones como la de Paredes-Chacín et al. (2020) confirman que estas afectaciones han aumentado desde el inicio de la pandemia, mientras que organismos internacionales como la Organización Mundial de la Salud (Ochoa Quispe & Barragán Condori, 2022) elaboran guías orientadas a la prevención del consumo y abuso de drogas, así como al cuidado de factores externos que minimicen el desarrollo de conductas adictivas en la adolescencia y juventud, población a la que se le califica como con mayor riesgo (Sun et al., 2020). Dado el largo tiempo de confinamiento por la pandemia por COVID-19 y los consecuentes efectos generados en la salud mental, resulta evidente que existe un gran riesgo de que el uso problemático de internet muestre una tendencia hacia el aumento en diferentes países del mundo (Sigurvinsdottir et al., 2020).

De acuerdo con el último informe técnico del Instituto Nacional de Estadística e Informática (2023), en el 2022 el 91.1 % de la población joven utiliza internet, un porcentaje significativamente superior al de los adultos de 30 años o más, que era del 65.7 %. En el primer trimestre del 2023, esta cifra se incrementó a 93.9 %; de esta, el 76.8 % de toda la población masculina accede a internet, a comparación del 72.8 % de la población total de mujeres.

Para comparar datos con el informe técnico del Instituto Nacional de Estadística e Informática (2022) sobre las TIC en los hogares, los grupos de edad con mayor frecuencia

de uso de internet son el de 19 a 24 años (92.8 %) y el de 25 a 40 años (86.7 %). Así, también, refieren que el 85.9 % de los adolescentes entre 12 y 18 años y el 58.7 % de los niños entre 6 y 11 años acceden a internet. Es importante mencionar que el uso de internet por parte de la población de 6 años a más se incrementó en 13.3 puntos porcentuales en el trimestre de abril-junio de 2022, en relación con el año 2019 (prepandemia), tanto en el área urbana (85.6 % en Lima Metropolitana y 76.2 % en el resto urbano) como en el área rural (42.6 %).

Asimismo, los últimos datos de Datum y Netquest (2020) indican que el tiempo de navegación promedio durante la pandemia ha sido de 4 horas 30 minutos. Este tiempo de navegación se ha mantenido una vez concluido el confinamiento y retomadas las actividades presenciales en los campos académico y laboral. En relación con la distribución de los tiempos y actividades, los resultados muestran mayor uso de internet para las aplicaciones YouTube (57 %), WhatsApp (42 %), Facebook (55 %), Instagram (34 %), y Mercado Libre (16 %).

Estas referencias sobre el creciente desarrollo de la tecnología digital y las tendencias ante esta nueva realidad nos indican con claridad que, si bien existen mejores niveles de vida, también existe la necesidad del estudio del comportamiento de las personas en internet.

Numerosos estudios han identificado a la adolescencia como una fase de vulnerabilidad y de mayor susceptibilidad a conductas de riesgo (Balogh et al., 2013).

En lo que respecta al uso problemático de la tecnología, pueden surgir alteraciones en la conducta similares a las causadas por las adicciones químicas, que pueden afectar el curso regular de las obligaciones diarias, tener un impacto significativo en el desarrollo físico y social e, incluso, fomentar conductas agresivas (Cruzado Díaz et al., 2006; Matalinares et al., 2013).

La conducta de los estudiantes con adicción a las redes sociales se caracteriza por la falta de autocontrol, enfocándose en los beneficios inmediatos sin considerar las consecuencias negativas, como descuidos en la salud y la higiene personal (Challco et al., 2016). Esta adicción también se correlaciona con una disminución en el rendimiento académico (Mendoza Lipa, 2018), así como con dificultades para establecer relaciones sociales fuera de las redes sociales, lo que resulta en aislamiento y preferencia por el uso de estas plataformas (Ochoa Quispe & Barragán Condori, 2022; Valencia-Ortiz et al., 2021). Además, se advierte la prevalencia de conductas de riesgo físico asociadas a la adicción a redes sociales, como el síndrome de FOMO (*Fear of Missing Out*), la adicción a la pornografía y el *phubbing* (Yepes & Rojas, 2022).

Así mismo, estudios hallan que aquellas personas que se encuentran con depresión o con un estado de ánimo decaído utilizan con más frecuencia las redes sociales que aquellos que no (Berry et al., 2018).

La adicción puede surgir como resultado de alteraciones neurobiológicas debidas a perturbaciones suprafisiológicas en el sistema dopaminérgico, vinculado a funciones biológicas fundamentales. Estas alteraciones pueden provocar una respuesta exagerada debido a la liberación masiva de dopamina en el circuito que involucra al núcleo *accumbens* en personas con adicciones, afectando de esta manera el sistema de motivación-recompensa del cerebro. Con el tiempo, el cerebro se adapta, reduciendo su liberación basal y generando cambios que pueden llevar a la dependencia (Balogh et al., 2013; Casey et al., 2008; Goldstein & Volkow, 2002).

Se ha observado que los procesos sociales en línea aumentan la producción de dopamina, un neurotransmisor asociado con el placer, y abren los canales cognitivos, lo que puede explicar las adicciones a la tecnología y la dependencia emocional respecto de las redes sociales (Rodríguez, 2017).

Factores como la impulsividad, la falta de control de impulsos y los trastornos psiquiátricos pueden aumentar la vulnerabilidad a la adicción. El ambiente también juega un papel importante, y la calidad del cuidado materno durante la infancia y adolescencia puede afectar la expresión de genes relacionados con la respuesta al estrés y la motivación-recompensa (Cruzado Díaz et al., 2006; Matalinares et al., 2013).

Los comportamientos adictivos relacionados con el uso problemático de internet entre adolescentes pueden tener graves consecuencias para su salud mental (Chiza-Lozano et al., 2021; Roque et al., 2022; Valencia-Ortiz et al., 2021; Villalba et al., 2021; Yana-Salluca et al., 2022). Según investigaciones realizadas por Becerra Guajardo et al. (2021), Valencia-Ortiz et al. (2021) y Medina Gamero y Regalado Chamorro (2021), se destacan una serie de efectos negativos, incluyendo conductas violentas, descuido de actividades cotidianas y distorsiones cognitivas que dificultan la percepción del problema. Asimismo, se ha observado la presencia de problemas psicómicos como mala calidad del sueño, obesidad y deterioro de la visión, lo cual impacta negativamente en las relaciones sociales y el bienestar psicológico de los adolescentes. Estas implicaciones son aún más preocupantes durante la adolescencia debido a la vulnerabilidad inherente a esta etapa de desarrollo, en la que los jóvenes aún no han alcanzado total autonomía y están expuestos a diversos riesgos.

La investigación de Estrada et al. (2020) indica que la adicción al internet se correlaciona con un subdesarrollo de habilidades sociales y una mayor agresividad en estudiantes de secundaria. Se identificaron cuatro dimensiones de agresividad relacionadas: agresión física, agresión verbal, ira y hostilidad. Este estudio sugiere que la obsesión por estar conectado al internet puede resultar en una falta de control (Tuesta, 2021).

En relación con los términos “adicción a internet” o “uso problemático de internet”, se observa una falta de consenso entre expertos en numerosos estudios sobre el tema.

Mientras que la adicción a internet se vincula con un conjunto de síntomas que ameritan atención clínica, el uso problemático de internet se refiere a una incapacidad para controlar su uso, lo que impacta la vida diaria de quien está en línea, aunque no alcanza la gravedad que requiere atención clínica (Demetrovics et al., 2008) y la severidad de estos problemas puede decrecer con el tiempo.

Piqueras Rodríguez et al. (2019) definen el uso problemático de internet como un patrón que incluye la urgencia por conectarse a internet, la necesidad de estar conectado a menudo, los intentos fallidos de desconectarse, el hecho de reemplazar relaciones sociales y familiares por pasar tiempo conectado, el usar internet para evadirse de problemas, y la aparición de consecuencias negativas en la vida diaria debido al uso de internet (p. 130).

Estas referencias sobre el creciente desarrollo de la tecnología digital y las tendencias ante esta nueva realidad nos indican con claridad que, si bien existen mejores niveles de vida, también existe la necesidad del estudio del comportamiento de las personas en internet (Alania-Contreras et al., 2022).

El uso problemático de internet entre los estudiantes universitarios es un fenómeno cada vez más común y preocupante. Validar un instrumento para medir este problema proporciona una herramienta precisa para identificar a los estudiantes en riesgo de desarrollar un uso problemático del internet, lo que permitirá a instituciones educativas y profesionales en salud mental abordarlo de manera más efectiva (Alania-Contreras et al., 2022).

La validación de un instrumento como el PIUQ proporciona una base sólida para diseñar programas de prevención y tratamiento que se adapten a las necesidades de los estudiantes universitarios afectados. De esta manera, es posible prevenir la perpetuación de hábitos en la vida diaria que conlleven a un uso desmesurado de la conexión en línea. Al contar con un instrumento validado, es posible evaluar de manera objetiva la eficacia de las intervenciones implementadas para reducir el uso problemático de internet entre los estudiantes universitarios. Esto permite realizar ajustes necesarios en los programas y estrategias de intervención para maximizar sus efectos positivos (Albertus, 2015).

En este sentido, la validación de un instrumento sobre el uso problemático de internet en estudiantes universitarios facilita la investigación en profundidad sobre los factores subyacentes que contribuyen a este problema. Esto puede incluir aspectos individuales, sociales, académicos y tecnológicos que influyen en el comportamiento en línea de los estudiantes, lo que a su vez puede informar políticas y prácticas institucionales (Juárez Lugo et al., 2016).

El objetivo del presente estudio es validar la adaptación del Cuestionario sobre Uso Problemático de Internet (PIUQ-18) en estudiantes de primer ciclo de una universidad privada de Lima Metropolitana. El presente estudio utilizará la adaptación del PIUQ-18 realizada en universitarios de Lima Metropolitana, el cual obtuvo valores adecuados en la validación de juicios de expertos (Otiura Trisano et al., 2022a).

MÉTODO

Participantes

Se seleccionó a estudiantes de primer ciclo de una universidad privada de Lima, mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia a través de la convocatoria de sus docentes. El tamaño de la muestra sugerida para el desarrollo del presente estudio se basa en Comrey y Lee (1992, como se cita en Mundfrom et al., 2009), quienes mencionan que una muestra de 200 es aceptable y que una de 300 es considerada buena. En base a lo mencionado, se incluyó 255 participantes de entre 17 y 19 años, lo cual se encuentra dentro de un rango idóneo de 10 a 20 participantes por ítem (Everitt, 1975; Hair et al., 1995 como se cita en Mundfrom et al., 2009). El total de participantes estuvo conformado por 141 mujeres (55.29 %) y 114 varones (44.71 %), con una edad promedio de 18 años ($DE = .80$).

Instrumento, traducción y adaptación

El cuestionario PIUQ-18, creado por Demetrovics et al. (2008), tiene como principal objetivo identificar el nivel de riesgo de desarrollar el uso problemático de internet. El instrumento está basado en los once ítems de la versión original en inglés de Young (1998) y siete ítems adicionales que fueron agregados por los autores (Demetrovics et al., 2008). Cada pregunta del cuestionario posee un formato de respuesta de tipo Likert que va del 1 (*Nunca*) al 5 (*Siempre*). Todos los ítems están clasificados en tres subescalas: Obsesión, Negligencia y Trastorno de Control. La primera subescala está asociada con el compromiso mental con internet, como fantasear, soñar despierto, la espera para conectarse, así como preocupación excesiva y ansiedad por la falta de uso de internet. La segunda subescala está relacionada a la desatención de las rutinas diarias y necesidades propias de la vida cotidiana. La tercera subescala se refiere a la dificultad para disminuir la frecuencia y duración del uso de internet.

Este cuestionario, tanto en su versión original (PIUQ-18), como en sus versiones cortas de nueve (SF9) y de seis ítems (SF6), ha sido traducido a varios idiomas, adaptado culturalmente y utilizado en países como Brasil (Spritzer et al., 2021), China (Koronczai et al., 2017), Francia (Kern & Acier, 2013), Lituania (Burkauskas et al., 2020), Japón (Lin & Kim, 2020), Grecia (Aivali et al., 2021), Irán (Mazhari, 2012), Estados Unidos (Kelley

& Gruber, 2010) y nueve países de Europa (Laconi et al., 2019); entre estos últimos se incluye las versiones en francés, italiano, alemán, polaco, turco, español, inglés, griego y húngaro. En relación con esto, luego de las adaptaciones culturales se realizaron cambios en ciertos ítems para mejorar la consistencia interna. Por ejemplo, en Hungría, Demetrovics et al. (2008) modificaron el ítem 18 y, en Estados Unidos, Kelley y Gruber (2010) perfeccionaron los ítems 9 y 17. Asimismo, en Japón, Lin y Kim (2020) mencionan la modificación de ciertas palabras en los ítems 8 y 11.

La escala PIUQ-18 tiene una alta consistencia interna (.87) como instrumento general y en sus tres subescalas de Obsesión, Negligencia, y Trastorno de control (.85, .74 y .76, respectivamente), así como una fiabilidad test-retest favorable (.90) y una coherencia de concepción y contenido (Demetrovics et al., 2008).

La aplicación de la versión SF6 demostró propiedades psicométricas satisfactorias, con un alfa de Cronbach de .80 (Aivali et al., 2021). Para la versión SF9, se comprobó una consistencia interna de .89 en el estudio de Burkauskas et al. (2020); mientras que Spritzer et al. (2021) señalaron una consistencia interna adecuada con un coeficiente omega jerárquico de McDonald de .76 y con un coeficiente alfa de Cronbach de .91, ambos para el factor general.

En nuestro país, se ha realizado una validación psicométrica de la traducción al español de la versión original del PIUQ-18 en estudiantes de primer ciclo de una universidad peruana de Lima Metropolitana (Otiura Trisano et al., 2022b). Se obtuvo una consistencia interna adecuada para la escala total ($\alpha = .88$; $\omega = .89$), para la subescala de Obsesión ($\alpha = .80$; $\omega = .80$) y para la de Trastorno de control ($\alpha = .82$; $\omega = .83$); pero no así para la de Negligencia ($\alpha = .67$; $\omega = .68$). Asimismo, tres ítems de la subescala de Negligencia tuvieron bajas correlaciones con el resto de la escala y se sugirió su revisión. Uno de ellos fue el ítem 5, que dice "¿Con qué frecuencia pasas tiempo en línea cuando preferirías dormir?"; el ítem 8, que dice "¿Con qué frecuencia eliges internet en lugar de estar con tu pareja?"; y el ítem 17, que dice "¿Con qué frecuencia eliges internet en lugar de salir con alguien para divertirse?". Esto puede estar asociado a una dificultad en la comprensión o poco uso de esas expresiones en nuestro contexto. Adicionalmente, los indicadores de ajuste del análisis factorial confirmatorio (AFC), considerando la estructura original de tres factores, no resultaron muy satisfactorios: CFI = .829; TLI = .801; RMSEA = .09. Por estos motivos, se realizó la adaptación cultural de PIUQ-18 a la población peruana; esta demostró estar alineada a la versión original, mostrando criterios de claridad, pertinencia y relevancia de todos los ítems, con valores de la V de Aiken por encima de .50 (Otiura Trisano et al., 2022a).

Procedimiento

Este estudio presenta autorización de las autoridades responsables correspondientes para su realización. Además, para la recolección de los datos y la aplicación del instrumento se contó con la aprobación de las autoridades de la institución educativa superior. Los estudiantes fueron invitados a participar de forma voluntaria y anónima, previa firma de un asentimiento y consentimiento informado. No se consignaron datos personales que pudieran identificar a los estudiantes. La encuesta se realizó entre agosto y septiembre del 2021 y fue aplicada de forma colectiva y virtual a través de un formulario en línea. El llenado tomó aproximadamente 15 minutos.

Procesamiento y análisis de datos

Las respuestas fueron vertidas a una base de datos de Microsoft Excel y, luego, importadas desde el *software* STATA 17 (STATA, 2021) y la plataforma Rstudio (Posit Software, 2024) para los análisis estadísticos.

Análisis factorial exploratorio

Se realizaron las pruebas de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y de Bartlett para verificar si el conjunto de datos era adecuado para realizar un análisis factorial (*Measure of Sampling Adequacy* [MSA] > .7 en la prueba de KMO y *p* significativo en la de Bartlett). Se utilizó el paquete *nFactors* de la plataforma R para determinar el número ideal de factores que podría tener la escala. Este paquete explora el número de factores de acuerdo a diversos métodos e indica cuántos métodos sustentan cada número de factores (Raiche & Magis, 2022). Se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE), utilizando la rotación oblimin a partir de una matriz de correlaciones policóricas de los ítems, con el fin de evaluar la estructura factorial y considerando el número de factores con mayor sustento en base a los resultados de *nFactors*.

Análisis basado en la teoría de respuesta al ítem (TRI)

Considerando que los ítems son ordinales, se utilizó el modelo de respuesta graduada de Samejima (1997) y se determinaron los coeficientes de discriminación y de dificultad para cada uno de los dieciocho ítems del PIU-Q. Los coeficientes de discriminación se consideraron muy bajos si eran menores de .35; bajos, si oscilaban entre .35 y .64; moderados, entre .65 y 1.34; altos, entre 1.35 y 1.69; y muy altos, a partir de 1.70 (Haroz et al., 2020).

Propuesta de escala reducida de nueve ítems

Considerando los ítems con las mejores características encontradas en el AFE y el análisis IRT, se planteó la reducción de la escala a una de nueve ítems y dos dimensiones.

Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Se evaluaron tres modelos considerando el PIUQ de 18 ítems de uno y de tres factores (Demetrovics et al., 2008); y la propuesta de nueve ítems de dos factores, utilizando el estimador WLSMV (*weighted least square mean and variance adjusted*; Suh, 2015), el cual es preferible para datos ordinales. Se reportaron los coeficientes estandarizados. Se verificó el ajuste de los modelos mediante el error de aproximación robusto (*root mean squared error of approximation*, RMSEA), el índice de ajuste comparativo robusto (*comparative fit index*, CFI), el índice de Tucker-Lewis robusto (TLI) y el *standardized root mean squared residual* (SRMR). Se consideró como valores adecuados: RMSEA ≤ 0.05 ; CFI $\geq .95$; TLI $> .90$; y SRMR $\leq .08$. Se evaluó la invarianza factorial por sexo, utilizando los indicadores de ajuste, los modelos configuracional, métrico, escalar y estricto, y considerando las variaciones entre modelo y modelo. Se consideró adecuada una variación del RMSEA $< .015$ y una caída del CFI $< .01$ (Jordan Muiños, 2021).

Consistencia interna

Esta fue evaluada mediante el coeficiente alfa de Cronbach y el omega de McDonald para la escala total y para cada una de sus dimensiones, de acuerdo con la estructura planteada por los creadores de la escala (18 ítems con tres dimensiones) y según la estructura propuesta de nueve ítems y dos dimensiones. Se consideran adecuados para ambos coeficientes los valores entre .70 y .90 (Campo-Arias & Oviedo, 2008).

RESULTADOS

Análisis factorial exploratorio (AFE)

Los resultados de la prueba de KMO (MSA general = .90; MSA para cada ítem entre .82 y .95) y de Bartlett (*K-cuadrado* = 51.36; *df* = 17; $p < .001$) indican que el conjunto de datos es adecuado para un análisis factorial. La Tabla 1 muestra los resultados del paquete *nFactors* (Raiche & Magis, 2022). Se observa que un modelo de cuatro factores está sustentado por el mayor número de métodos (cinco métodos); y el modelo de tres factores lo sustentan dos métodos. Considerando estos resultados, se realizó el AFE considerando uno, dos, tres y cuatro factores.

Tabla 1

Exploración de la cantidad óptima de factores

Número de factores	Número de métodos que lo sustentan	Métodos que sustentan dicho número de factores
1	3	factor de aceleración, Scree (R2), complejidad VSS 1
2	2	complejidad VSS 2, Velicer's MAP
3	2	Bentler, CNG
4	5	Beta (regresión múltiple), coordenadas óptimas, análisis paralelo, criterio de Kaiser, Scree (SE)
6	1	BIC
11	1	BIC ajustado
12	2	<i>t</i> (regresión múltiple), <i>p</i> (regresión múltiple)
15	2	Bartlett, Anderson
16	1	Lawley

Los resultados del AFE se muestran en la Tabla 2. Podemos ver que la estructura que se evidencia a través del AFE, y que considera los diferentes números de factores, no refleja la estructura de tres factores planteada por los creadores de la escala. Los ítems de NEG están superpuestos con los de TC. Los indicadores de ajuste van mejorando a medida que aumenta el número de factores. Sin embargo, esto no coincide con el número de métodos que sustentan el número de factores. El modelo de cuatro factores, que es el que tiene mayor sustento, muestra que los ítems de NEG y TC tienden a agruparse en F1 y F3, mientras que los de OBS lo hacen en F2 y F4. Sin embargo, todos los ítems de F4 tienen bajas cargas factoriales. Además, se observa que el ítem ne05 tiene cargas factoriales muy cercanas en F1 y F2 (diferencia menor a .20). El segundo modelo con más métodos que lo sustentan es el unifactorial, en el que todos los ítems tienen cargas mayores a .40. Considerando todo lo expuesto, en base al AFE el modelo unifactorial resulta el más coherente.

Tabla 2

Análisis factorial exploratorio con rotación oblimin. Comparación de las cargas factoriales de los ítems del PIUQ en los modelos desde uno hasta cuatro

Ítem	Un factor	Dos factores		Tres factores			Cuatro factores			
		F1	F2	F1	F2	F3	F1	F2	F3	F4
ob01	.47									
ne02	.60	.57		.57			.58			
tc03	.71	.90		.88			.89			
ob04	.61		.44							
ne05	.56						.41	.40		
tc06	.77	.80		.78			.83			
ob07	.62		.69		.76			.77		
ne08	.54		.71			.76			.89	
tc09	.64		.48							
ob10	.58		.74		.88			.86		
ne11	.72	.78		.78			.73			
tc12	.80	.82		.84			.77			
ob13	.54		.77		.59			.55		
ne14	.67		.42	.41						
tc15	.61	.61		.64			.57			
ob16	.56		.66							
ne17	.55		.63			.89			.82	
tc18	.75	.60		.64			.57			
Ajuste										
RMSR	.10	.06			.05			.04		
TLI	.629	.751			.804			.834		
RMSEA	.158	.129			.114			.105		
BIC	2555.57	1269.74			729.82			451.25		

Análisis TRI con el Modelo de Samejima

La Tabla 3 muestra los resultados del análisis desde TRI con el modelo de respuesta graduada. Se observa que el coeficiente de discriminación está por encima de .65 en todos los casos (nivel moderado de discriminación), con los ítems tc12, tc06, tc18, ne11 y tc03 que alcanzan una discriminación muy alta y los ítems ne14, tc09, ob07 y ne02, una discriminación alta (Haroz et al., 2020).

Tabla 3

Análisis TRI de Samejima del PIUQ-18

Ítem	Discriminación	p	Umbral (dificultad)			
			≤ 2	≤ 3	≤ 4	5
Ob01	.94	<.001	-1.95	.26	3.41	6.34
Ne02	1.36	<.001	-2.46	-.49	1.51	3.48
Tc03	1.77	<.001	-2.89	-.99	.71	2.07
Ob04	1.33	<.001	-1.63	-.07	1.75	3.50
Ne05	1.15	<.001	-2.09	-.39	1.05	3.02
Tc06	2.13	<.001	-1.75	-.37	.70	1.91
Ob07	1.47	<.001	-.80	.75	1.93	3.04
Ne08	1.19	<.001	.37	1.81	3.21	4.26
Tc09	1.55	<.001	-.49	.78	2.20	4.31
Ob10	1.26	<.001	-1.40	.19	1.70	2.96
Ne11	1.85	<.001	-1.53	-.13	1.42	2.64
Tc12	2.44	<.001	-1.24	.01	1.37	2.20
Ob13	1.20	<.001	-.70	.82	2.85	4.55
Ne14	1.65	<.001	-.67	.69	1.96	3.20
Tc15	1.30	<.001	-2.00	-.58	.97	2.53
Ob16	1.19	<.001	-3.07	-1.17	.85	2.86
Ne17	1.15	<.001	-.44	.96	3.03	4.70
Tc18	1.99	<.001	-.39	.79	2.01	3.57

Propuesta de reducción de la escala a una versión de nueve ítems

Considerando los tres mejores ítems de cada dimensión original de la escala, y la superposición encontrada entre los ítems de Negligencia y Trastorno de control evidenciada en el AFE, se propone una versión de nueve ítems con dos dimensiones: la primera, que incluye tres ítems de la dimensión original de Obsesión (ob 04, ob07 y ob10), y la segunda, formada por tres ítems de Negligencia (ne02, ne11 y ne14) y tres ítems de Trastorno de control (tc06, tc12 y tc18). Los ítems seleccionados fueron los que tuvieron, dentro de cada dimensión, las mayores cargas factoriales en el modelo unifactorial del AFE y también los valores más altos de discriminación en la TRI.

Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Los resultados del AFC del PIUQ utilizando el estimador WLSMV se muestran en la Figura 1 (versión unifactorial de 18 ítems), la Figura 2 (modelo original de los creadores de la escala, ítems considerando tres factores) y la Figura 3 (versión propuesta de nueve ítems y dos factores). La Tabla 4 muestra los indicadores de ajuste de los tres modelos.

Los mejores resultados fueron los del modelo de la escala propuesta de nueve ítems con dos factores.

En la Tabla 5 se muestran las variaciones de los indicadores de ajuste en los distintos modelos para evaluación de invarianza factorial, encontrándose que el PIUQ-9 alcanza invarianza estricta por sexo.

Tabla 4

Comparación entre el modelo unifactorial y el de tres factores, utilizando el estimador WLSMV

Indicador de ajuste	PIUQ-18, modelo unifactorial	PIUQ-18, modelo original de tres factores	PIUQ-9, 2F	Valores adecuados
SRMR	.086	.074	.056	≤ .08
RMSEA robusto	.079 (IC-90 %: .070 - .089)	.067 (IC-90 %: .057 - .076)	.057 (IC-90 %: .039 - .074)	≤ .05
CFI robusto	.968	.983	.996	≥ .95
TLI robusto	.964	.980	.995	≥ .90

Tabla 5

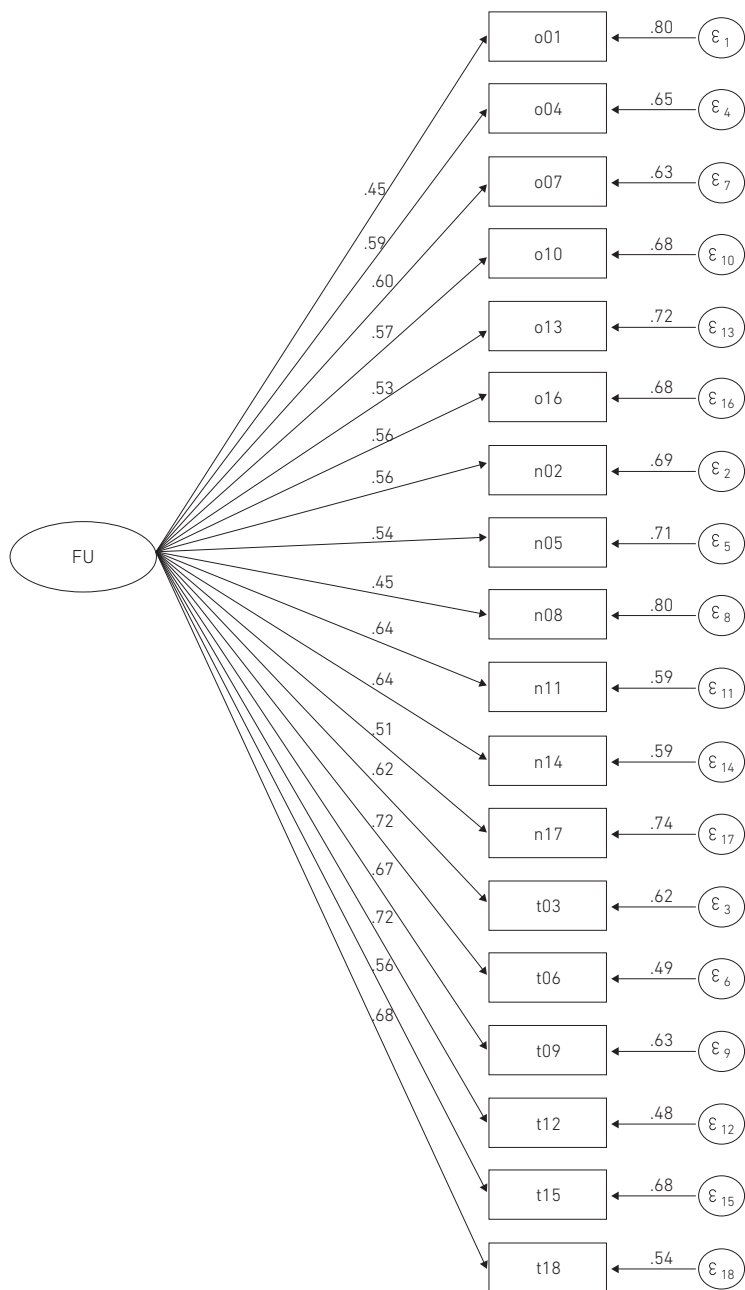
Indicadores de ajuste del AFC e invarianza factorial por sexo del PIUQ-9 de dos factores

Modelo	RMSEA ^r	CFI ^r	TLI ^r	SRMR	vRMSEA ^r	vCFI ^r	vTLI ^r	vSRMR
Configuracional	.066	1.000*	1.004*	.063*	-	-	-	-
Métrica	.072	.992	.990	.077	.006*	-.008*	-.013	.014
Escalar	.071	.993	.992	.080	-.002*	.001*	.002	.003
Estricta	.065	.995	.995	.084	-.005*	.002*	.003	.004

Nota. ^r = robusto; v = variación de los indicadores de ajuste entre modelos de evaluación de invarianza factorial (vRMSEA, vCFI, vTLI, vSRMR). *Valores adecuados: RMSEA ≤ .05; CFI ≥ .95; TLI > .90; SRMR ≤ .08; vRMSEA < .015; caída del CFI < .01.

Figura 1

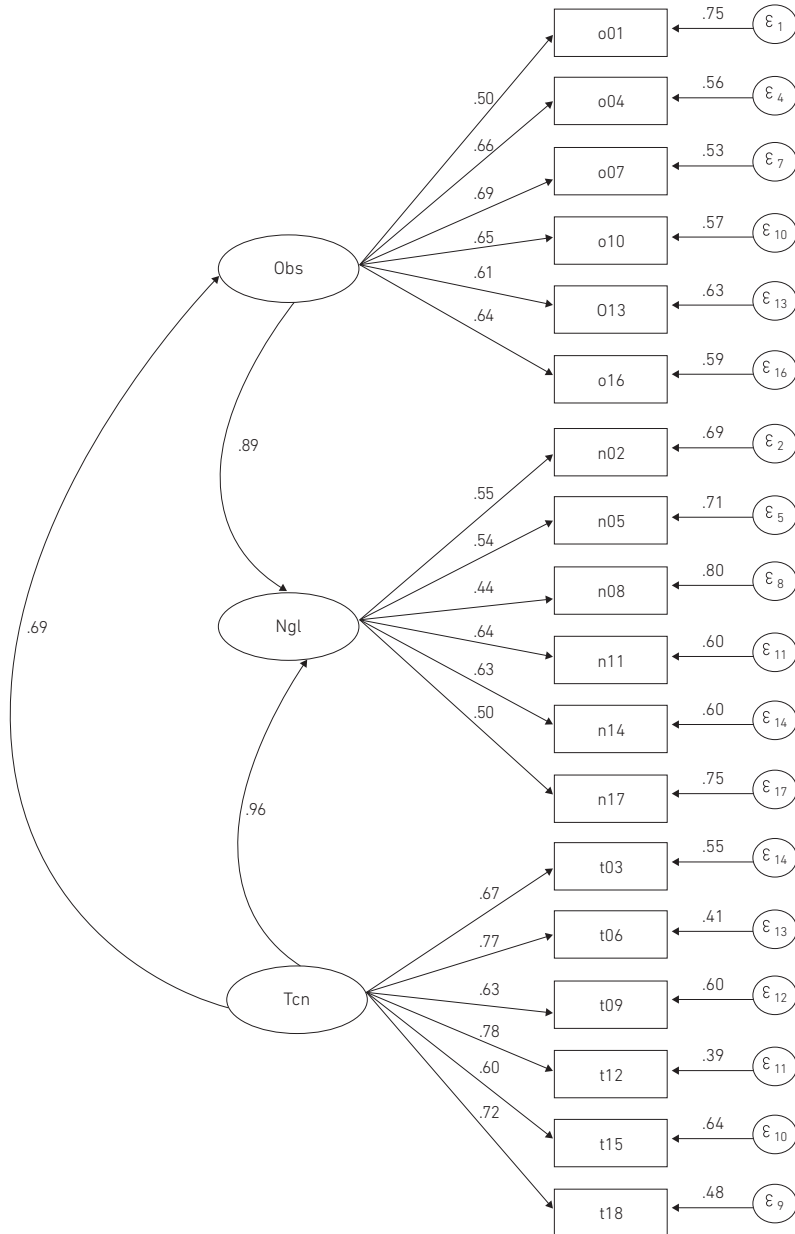
Modelo unifactorial del PIUQ, utilizando el estimador WLSMV



Nota. FU = factor único; o = ítem de obsesión; n = ítem de negligencia; t = ítem de trastorno de control.

Figura 2

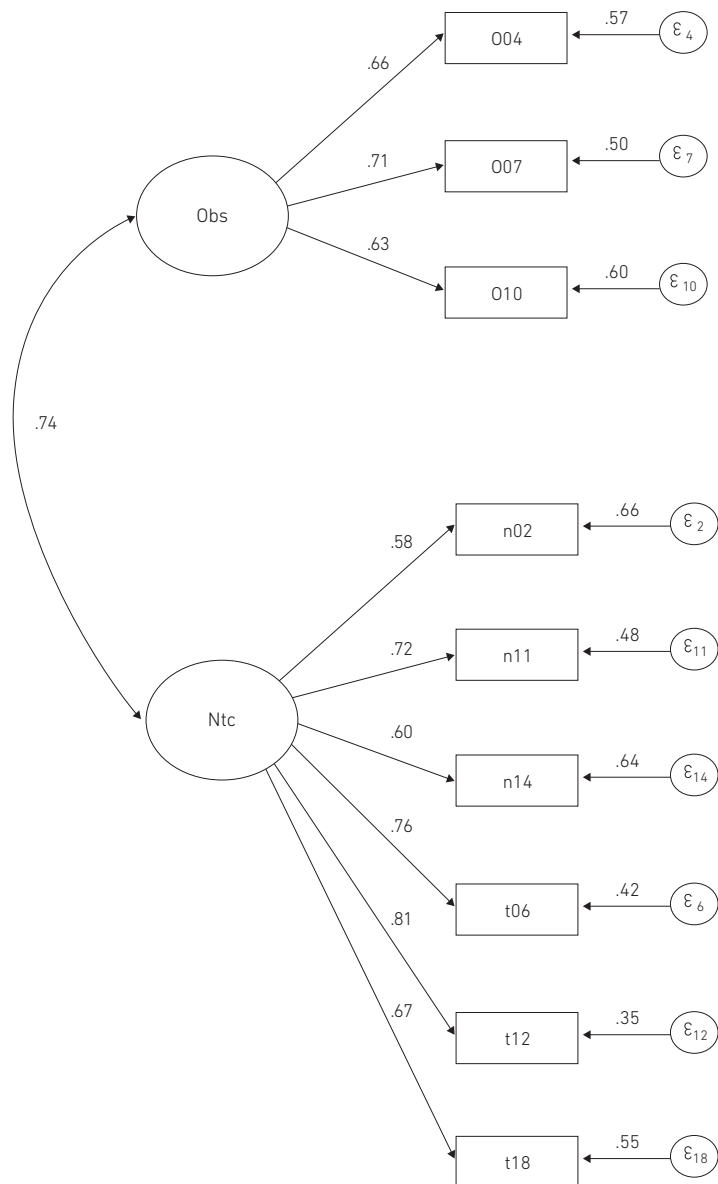
Estructura del PIUQ: análisis factorial confirmatorio del modelo original de tres factores, utilizando el estimador WLSMV



Nota. obs = factor obsesión; tcn = factor trastorno de control; ngl = factor negligencia; o = ítem de obsesión; n = ítem de negligencia; t = ítem de trastorno de control.

Figura 3

Estructura del PIUQ-9: análisis factorial confirmatorio del modelo de dos factores, utilizando el estimador WLSMV



Nota. NTC = negligencia + trastorno de control; OBS = obsesión.

Consistencia interna

En la Tabla 6 se muestran los resultados de la evaluación de la consistencia interna del PIUQ-18 original, con tres dimensiones, y del PIUQ-9 propuesto, con dos dimensiones. Los coeficientes alfa y omega fueron muy similares en todos los casos, estando siempre por encima de .70, para las subescalas, con más de .90 para el PIUQ-18 total y con alrededor de .86 para el PIUQ-9 total.

La Tabla 7 muestra el análisis ítem por ítem en relación con el alfa de Cronbach del PIUQ-18, en el que se evidencia que el alfa disminuye en todos los casos en que algún ítem es retirado y que las correlaciones ítem-resto de la escala variaron entre .43 (ítem 01) y .69 (ítem 12).

Tabla 6

Consistencia interna de la escala total y las subescalas

Grupo de ítems	Coefficiente alfa de Cronbach	Coefficiente omega de McDonald
PIUQ-18 original, tres factores		
Subescala de obsesión	.799	.796
Subescala de negligencia	.730	.734
Subescala de trastorno de control	.846	.851
Escala total	.905	.905
PIUQ-9, dos factores		
Subescala de obsesión	.714	.735
Subescala de negligencia + trastorno de control	.846	.849
Escala total	.860	.860

Tabla 7

Consistencia interna: coeficiente alfa total, correlaciones de los ítems y coeficiente alfa si se elimina determinado ítem

Ítem	Contenido	Correlación ítem-test	α si se elimina el ítem
ob01	¿Con qué frecuencia piensas en cómo sería estar en línea cuando no estás conectado?	.43	.904
ne02	¿Con qué frecuencia descuidas las tareas en casa para pasar más tiempo en línea?	.53	.901
tc03	¿Con qué frecuencia crees que deberías disminuir la cantidad de tiempo que pasas en línea?	.59	.900
ob04	¿Sueles pensar sobre el internet y lo que debes hacer en él mientras haces otras actividades?	.57	.900
ne05	¿Con qué frecuencia pasas tiempo en línea cuando tienes deseos de dormir?	.51	.902
tc06	¿Con qué frecuencia deseas disminuir la cantidad de tiempo que pasas en línea, pero no lo logras?	.68	.896
ob07	¿Con qué frecuencia te sientes tenso, irritado o estresado si no puedes usar internet durante el tiempo que deseas?	.59	.899
ne08	Cuando tu pareja o amigos te dicen para salir, ¿prefieres utilizar el internet en lugar de estar con ellos?	.45	.903
tc09	¿Con qué frecuencia intentas ocultar la cantidad de tiempo que pasas en línea?	.58	.900
ob10	¿Con qué frecuencia te sientes tenso, irritado o estresado si no puedes usar internet durante varios días?	.56	.901
ne11	¿Con qué frecuencia el uso de internet perjudica tu trabajo o tu eficacia?	.60	.900
tc12	¿Con qué frecuencia sientes que el uso de internet te causa problemas?	.69	.897
ob13	¿Te sueles sentir desanimado, molesto o nervioso cuando no estás conectado a internet, pero te sientes mejor y estos sentimientos se van cuando logras conectarte en línea?	.51	.902
ne14	¿Con qué frecuencia las personas de tu vida se quejan de que pasas demasiado tiempo en línea?	.60	.900
tc15	¿Con qué frecuencia te das cuenta de que al estar en internet te dices a ti mismo: "solo estaré un par de horas y luego me desconecto"?	.52	.902
ob16	¿Con qué frecuencia piensas en usar internet?	.54	.901
ne17	¿Con qué frecuencia eliges internet en lugar de salir a divertirse?	.49	.902
tc18	¿Con qué frecuencia crees que deberías pedir ayuda en relación con tu uso de internet?	.64	.898
Alfa de la escala total		.905	

DISCUSIÓN

Los hallazgos del presente estudio indican que la PIUQ-18 se desempeña adecuadamente según la TRI y tiene una buena consistencia interna. Sin embargo, su estructura no corresponde bien con la estructura del modelo original de tres factores (Demetrovics et al., 2008).

En el análisis TRI del PIUQ-18 se hallaron niveles de discriminación satisfactorios en todos los ítems ($> .65$); algunos de ellos alcanzaron valores considerados altos (ne14, tc09, ob07 y ne02) y muy altos (tc12, tc06, tc18, ne11 y tc03). Asimismo, la consistencia interna para el PIUQ-18 total fue buena (Campo-Arias & Oviedo, 2008): los coeficientes alfa y omega de la escala total estuvieron ligeramente por encima de .90, lo que significa una mejora respecto de la versión original evaluada previamente (Otiura Trisano et al., 2022b); también indicaría redundancia en algunos ítems y la posibilidad de reducir la escala (Campo-Arias & Oviedo, 2008). En la versión original del PIUQ-18, se reportó un alfa de Cronbach de .87 (Demetrovics et al., 2008). La versión japonesa, de dieciocho ítems y aplicada en tres grupos muestrales (la primera para participantes entre 19 y 64 años; la segunda, entre 15 y 17 años; y la tercera para 18 y 22 años) tuvo valores de .96, .93 y .95, respectivamente, en la primera aplicación; en la segunda aplicación, los valores fueron de .96, .96 y .95 (Lin & Kim, 2020).

A nivel de subescalas, los valores obtenidos en los coeficientes alfa y omega para cada una de las dimensiones fueron: Obs (.80 y .80), Negl (.73 y .73) y TC (.85 y .85). Haciendo un comparativo con los resultados de la aplicación de la versión original en español (Otiura Trisano et al., 2022b), se pudo constatar que hubo una mejora en la dimensión de negligencia, la cual no había alcanzado valores mínimos esperados ($\omega = .68$) en el estudio anterior (Otiura Trisano et al., 2022b).

En el AFC, los indicadores de ajuste del modelo son satisfactorios para el modelo original del PIUQ-18: RMSEA = .067; CFI = .983; TLI = .98; lo cual contrasta con los resultados de otros estudios que no sustentan adecuadamente la estructura original, tales como el de Kelley y Gruber (2010), en el que RMSEA = .097 (con un IC 90 % entre .088 y .107); CFI = .831; y TLI = .804.

Sin embargo, la estructura más adecuada del PIUQ-18 no está claramente definida si se tiene en cuenta que la mayor cantidad de métodos sustentan la existencia de cuatro factores o de un solo factor. Adicionalmente, el AFE no refleja la estructura factorial propuesta por los creadores de la escala, habiendo superposición entre los tres tipos de síntomas originales, especialmente entre los de negligencia y trastorno de control.

Tomando en cuenta los resultados del AFE, su elevada consistencia interna y también que otros autores han planteado versiones cortas del PIUQ con seis ítems (Aivali et al., 2021; Lin & Kim, 2020) y nueve ítems (Burkauskas et al., 2020; Koronczi et al.,

2017; Spritzer et al., 2021), se construyó una de nueve ítems incluyendo los tres mejores ítems de cada dimensión.

En relación con las versiones cortas del PIUQ existentes, el PIUQ-6 tuvo un alfa de Cronbach de .80 (Aivali et al., 2021; Lin & Kim, 2020) y el PIUQ-9 uno de .89 (Burkauskas et al., 2020; Koronczi et al., 2017; Spritzer et al., 2021). El PIUQ-6 tiene una estructura unifactorial y está formado por los ítems ne05, ne14, tc06, tc09, ob07, ob13 de la versión original de 18 ítems (Aivali et al., 2021). El PIUQ-9 existente está constituido por los ítems ne02, ne05, ne14, tc03, tc06, tc09, ob07, ob10 y ob13 de la versión original de 18 ítems; y muestra una estructura bifactorial con un factor general y dos factores específicos, siendo estos últimos Obsesión, de un lado, y Negligencia y Trastorno de control, del otro (Burkauskas et al., 2020).

La versión corta de nueve ítems propuesta en el presente trabajo está formada por los ítems ob04, ob07, ob10, ne02, ne11, ne14, tc06, tc12 y tc18. Esta versión comparte cinco ítems con el PIUQ-9 validado por Burkauskas et al. (2020): ob07, ob10, ne02, ne14 y tc06; y tres ítems con el PIUQ-6 de Aivali et al. (2021): ob07, ne14 y tc06. Estos últimos tres ítems están presentes en las tres versiones cortas que estamos discutiendo. Debemos tener en cuenta su relevancia y que aluden a sentir estrés e irritabilidad al no usar internet (ob07), a la queja de personas cercanas por el exceso de tiempo en línea (ne14) y al deseo de disminuir el tiempo en línea y no poder lograrlo (tc06).

Los indicadores de ajuste de esta nueva escala propuesta de nueve ítems fueron superiores a los de la original de 18. Además, la nueva escala demuestra invarianza factorial estricta por sexo, es decir, su capacidad de medir el constructo no difiere entre hombres y mujeres. Asimismo, el PIUQ-9 propuesto y sus subescalas tuvieron valores satisfactorios de consistencia interna.

Las evidencias de validez del PIUQ en la población juvenil de Lima permitiría futuras investigaciones en el Perú sobre la evaluación del uso problemático de internet y su relación con otras variables de orden clínico y demográfico. Asimismo, será de utilidad para el diseño de propuestas preventivas orientadas al desarrollo de habilidades de autorregulación emocional y cognitiva en la etapa universitaria e, inclusive, en años escolares previos. A su vez, permitirá llevar a cabo estudios longitudinales que faculten a predecir el comportamiento de los sujetos en relación con conductas adictivas.

Con respecto a las limitaciones del estudio, es necesario verificar la validez de la nueva versión corta del PIUQ en otra muestra, considerando que no debe usarse la misma muestra para construir una escala y calcular sus indicadores de validez, pues estos indicadores pueden sobreestimarse. Otra limitación puede ser la administración del instrumento a través de internet, lo cual no asegura que se vayan a obtener los mismos resultados si el instrumento se aplica de forma presencial.

En conclusión, en vista de todo lo expuesto, consideramos que hay sustento para emplear el PIUQ-18 original, principalmente como escala unifactorial (tomando en cuenta la TRI y el AFC) y también la estructura original de tres factores (tomando en cuenta el AFC). Sin embargo, el AFE no indica una estructura óptima compatible con el modelo original y los valores de consistencia interna del PIUQ-18 sugieren redundancia de ítems. Por estas razones, se planteó una versión más corta de nueve ítems con dos factores: Obsesión, y la conjunción de Negligencia y Trastorno de control. Esta versión tiene indicadores de ajuste adecuados en el AFC y una buena consistencia interna. Se sugiere realizar estudios con la versión corta de nueve ítems del PIUQ, aquí propuesta, para verificar sus propiedades psicométricas.

REFERENCIAS

- Aivali, P., Efthymiou, V., Tsitsika, A. K., Vlachakis, D., Chrousos, G. P., Kanaka-Gantenbein, C., & Bacopoulou, F. (2021). Validation of the Greek version of the Problematic Internet Use Questionnaire – Short form (PIUQ-SF-6). *EMBnet Journal*, 26(1), artículo 978. <https://doi.org/10.14806/ej.26.1.978>
- Alania-Contreras, R. D., Chanca-Flores, A., Condori-Apaza, M., Fabian-Arias, E., & Rafaele-de-la-Cruz, M. (2022). Adaptación, validación, fiabilidad y baremación de una escala de actitud hacia la educación *online* para universitarios en la crisis por COVID-19. *Publicaciones*, 52(3), 225-240. <https://doi.org/10.30827/publicaciones.v52i3.22273>
- Albertus, M. N. (2015). *Programa de prevención de la adicción a internet con intervención sobre las habilidades sociales* [Trabajo de fin de grado, Universidad Miguel Hernández]. Repositorio RediUMH. <http://hdl.handle.net/11000/2155>
- Almendros, L. S., & Echeverría, J. (2019). Ingenierías, sociedades digitales e infoesfera. Una interpretación de la filosofía y la ética de la información de Luciano Floridi. *Revista CTS*, 41(14), 149-167. <http://ojs.revistacts.net/index.php/CTS/article/view/114>
- Balogh, K. N., Mayes, L. C., & Potenza, M. N. (2013). Risk-taking and decision-making in youth: Relationships to addiction vulnerability. *Journal of Behavioral Addictions*, 2(1), 1-9. <https://doi.org/10.1556/jba.2.2013.1.1>
- Becerra Guajardo, J., López Rosales, F., & Jasso Medrano, J. (2021). Uso problemático de las redes sociales y teléfono móvil: impulsividad y horas de uso. *Revista de Psicología de la Universidad Autónoma del Estado de México*, 10(19), 28-46. <https://revistapsicologia.uaemex.mx/article/view/16105>
- Berry, N., Emsley, R., Lobban, F., & Bucci, S. (2018). Social media and its relationship with mood, self-esteem and paranoia in psychosis. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 138(6), 558-570. <https://doi.org/10.1111/acps.12953>
- Burkauskas, J., Király, O., Demetrovics, Z., Podlipskyte, A., & Steibliene, V. (2020). Psychometric properties of the Nine-Item Problematic Internet Use Questionnaire

- (PIUQ-9) in a Lithuanian sample of students. *Frontiers in Psychiatry*, 11, Article 1279. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2020.565769>
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. <https://revistas.unal.edu.co/index.php/revsaludpublica/article/view/96741>
- Casey, B. J., Getz, S., & Galvan, A. (2008). The adolescent brain. *Developmental Review*, 28, 62-77. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2007.08.003>
- Challco, K., Rodríguez, S., & Jaimes, J. (2016). Riesgo de adicción a redes sociales, autoestima y autocontrol en estudiantes de secundaria. *Revista Científica de Ciencias de la Salud*, 9(1), 9-15. <https://doi.org/10.17162/rccs.v9i1.542>
- Chiza-Lozano, D., Vásquez-Mendoza, D., & Ramírez-Vega, C. (2021). Adicción a redes sociales y *cyberbullying* en los adolescentes. *Revista Muro de la Investigación*, 6(1), 10-21. <https://doi.org/10.17162/rmi.v6i1.1437>
- Cruzado Díaz, L., Matos Retamozo, L., & Kendall Folmer, R. (2006). Adicción a internet: perfil clínico y epidemiológico de pacientes hospitalizados en un instituto nacional de salud mental. *Revista Médica Herediana*, 17(4), 196-205. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=338029555003>
- Datum & Netquest. (2020). *Comportamiento online ante coyuntura COVID-19. Octubre 2020*. https://www.datum.com.pe/new_web_files/files/pdf/Comportamiento%20online%20ante%20coyuntura%20Covid-19%20Octubre_201019023803.pdf
- Demetrovics, Z., Szeredi, B., & Rózsa, S. (2008). The three-factor model of Internet addiction: The development of the Problematic Internet Use Questionnaire. *Behavior Research Methods*, 40(2), 563-574. <https://doi.org/10.3758/BRM.40.2.563>
- Estrada, E. G., Mamani, M., Gallegos, N. A., & Mamani, H. J. (2020). Adicción a internet y agresividad en estudiantes peruanos de educación secundaria. *Apuntes Universitarios*, 11(1), 140-157. <https://doi.org/10.17162/au.v11i1.560>
- Everitt, B. S. (1975). Multivariate analysis: The need for data, and other problems. *The British Journal of Psychiatry*, 126, 237-240. <https://doi.org/10.1192/bjp.126.3.237>
- Goldstein, R., & Volkow, N. (2002). Drug addiction and its underlying neurobiological basis: Neuroimaging evidence for the involvement of the frontal cortex. *The American Journal of Psychiatry*, 159(10), 1642-1652. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.159.10.1642>
- Haroz, E. E., Kane, J. C., Nguyen, A. J., Bass, J. K., Murray, L. K., & Bolton, P. (2020). When less is more: Reducing redundancy in mental health and psychosocial instruments using Item Response Theory. *Global Mental Health*, 7, e3. <https://doi.org/10.1017/gmh.2019.30>

- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). (2022). *Estadísticas de las tecnologías de información y comunicación en los hogares. Trimestre abril, mayo, junio* (Informe técnico n°. 3, septiembre 2022). <https://www.gob.pe/institucion/inei/informes-publicaciones/3554560-las-tecnologias-de-informacion-y-comunicacion-en-los-hogares-abr-may-jun-2022>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). (2023). *Estadísticas de las tecnologías de información y comunicación en los hogares. Trimestre abril, mayo, junio* (Informe técnico n°. 3, septiembre 2023). <https://www.gob.pe/institucion/inei/informes-publicaciones/4687921-las-tecnologias-de-informacion-y-comunicacion-en-los-hogares-abr-may-jun-2023>
- Jordan Muíños, F. (2021). Valor de corte de los índices de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. *PSOCIAL*, 7(1), 66-71. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=672371335005>
- Juárez Lugo, C. S., Rodríguez Hernández, G., Escoto Ponce de León, M. del C., & Luna Montijo, E. (2016). Relación de los estilos y estrategias de aprendizaje con el rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Revista de Estilos de Aprendizaje*, 9(17). <https://doi.org/10.55777/rea.v9i17.1054>
- Kelley, K. J., & Gruber, E. M. (2010). Psychometric properties of the Problematic Internet Use Questionnaire. *Computers in Human Behavior*, 26, 1838-1845. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2010.07.018>
- Kern, L., & Acier, D. (2013). Adaptation française de l'échelle Problematic Internet Use Questionnaire. *L'Évolution Psychiatrique*, 78(3), 357-371. <https://doi.org/10.1016/j.evopsy.2012.07.002>
- Koronczi, B., Kökönyei, G., Urbán, R., Király, O., Nagygyörgy, K., Felvinczi, K., Griffiths, M. D., Huang, Z., & Demetrovics, Z. (2017). Confirmation of the Chinese version of the Problematic Internet Use Questionnaire Short Form (PIUQ-SF). *International Journal of Mental Health and Addiction*, 15, 191-197. <https://doi.org/10.1007/s11469-016-9664-4>
- Laconi, S., Urbán, R., Kaliszewska-Czeremska, K., Kuss, D. J., Gnisci, A., Sergi, I., Barke, A., Jeromin, F., Groth, J., Gamez-Guadix, M., Ozcan, N. K., Siomos, K., Floros, G. D., Griffiths, M. D., Demetrovics, Z., & Király, O. (2019). Psychometric evaluation of the Nine-Item Problematic Internet Use Questionnaire (PIUQ-9) in nine European samples of Internet users. *Frontiers in Psychiatry*, 10, Article 136. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2019.00136>
- Lin, M., & Kim, Y. (2020). The reliability and validity of the 18-item long form and two short forms of the Problematic Internet Use Questionnaire in three Japanese samples. *Addictive Behaviors*, 101, Article 105961. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2019.04.019>

- Lopez-Fernandez, O. (2021). Emerging health and education issues related to Internet technologies and addictive problems. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(1), 321. <https://doi.org/10.3390/ijerph18010321>
- Matalinares, M., Arenas, C., Díaz, G., & Dioses, A. (2013). Adicción a la internet y agresividad en estudiantes de secundaria del Perú. *Revista de Investigación en Psicología*, 16(1). <https://doi.org/10.15381/rinvp.v16i1.3920>
- Mazhari, S. (2012). The prevalence of problematic internet use and the related factors in medical students, Kerman, Iran. *Addiction & Health*, 4(3-4), 87-94. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3905543/>
- Medina Gamero, A., & Regalado Chamorro, M. (2021). *Phubbing*: el otro rostro de la COVID-19. *Medicina de Familia. SEMERGEN*, 47(6), 426. <https://doi.org/10.1016/j.semerg.2021.05.001>
- Mendoza Lipa, J. (2018). Uso excesivo de redes sociales de internet y rendimiento académico en estudiantes de cuarto año de la carrera de psicología UMSA. *Educación Superior*, 5(2), 58-69. http://www.scielo.org.bo/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2518-82832018000200008
- Mundfrom, D., Shaw, D., & Lu Ke, T. (2009). Minimum sample size recommendations for conducting factor analyses. *International Journal of Testing*, 5(2), 159-168. https://doi.org/10.1207/s15327574ijt0502_4
- Ochoa Quispe, F., & Barragán Condori, M. (2022). El uso excesivo de las redes sociales en medio de la pandemia. *ACADEMO. Revista de Investigación, Ciencias Sociales y Humanidades*, 9(1), 85-92. <https://doi.org/10.30545/academo.2022.ene-jun.8>
- Otiura Trisano, S., Cortez-Vergara, C., & Vega-Dienstmaier, J. M. (2022a). Traducción y adaptación cultural del Cuestionario sobre el Uso Problemático de Internet para la población peruana. *Revista de Neuropsiquiatría*, 85(3), 183-193. <https://doi.org/10.20453/rnp.v85i3.4328>
- Otiura Trisano, S., Cortez-Vergara, C., & Vega-Dienstmaier, J. M. (2022b). Validación psicométrica de la traducción al español del cuestionario original sobre el Uso Problemático de Internet en jóvenes estudiantes de primer ciclo de una universidad privada de Lima Metropolitana. *Persona*, 25(1), 53-72. [https://doi.org/10.26439/persona2022.n025\(1\).5643](https://doi.org/10.26439/persona2022.n025(1).5643)
- Paredes-Chacín, A., Gonzáles, A. & Walles-Peñaloza, D. (2020). Educación superior e investigación en Latinoamérica: transición al uso de tecnologías digitales por COVID-19. *Revista de Ciencias Sociales*, 26(3), 98-117. <https://doi.org/10.31876/rcs.v26i3.33236>
- Piqueras Rodríguez, J. A., Garcia-Oliva, C., & Marzo, J. C. (2019). Uso problemático de internet en adolescentes: relación con sexo, edad, nivel socioeconómico y

- frecuencia de uso de internet. *Acción Psicológica*, 16(2), 129-146. <https://doi.org/10.5944/ap.16.2.22382>
- Posit Software. (2024). RStudio Desktop [Software]. <https://posit.co/download/rstudio-desktop/>
- Raiche, G., & Magis, D. (2022). *Package 'nFactors': Parallel analysis and other non graphical solutions to the Cattell Scree Test*. <https://cran.r-project.org/web/packages/nFactors/nFactors.pdf>
- Rodríguez, Y. (2017). Reconceptualización de la educación en la era digital: educomunicación, redes de aprendizaje y cerebro. Factores claves en los actuales escenarios de construcción de conocimiento. *Revista de Comunicación de la SEECI*, 42, 85-118. <https://doi.org/10.15198/seeci.2017.42.85-118>
- Roque, D., Alvarez, M., Jemima, K. & Ramírez, C. (2022). Adicción a redes sociales y agresión en los adolescentes de la provincia de San Martín. *Revista Científica de Ciencias de la Salud*, 15(1), 60-69. <https://doi.org/10.17162/rccs.v15i1.1756>
- Saha, A., Dutta, A., & Sifat, R. (2021). The mental impact of digital divide due to COVID-19 pandemic induced emergency online learning at undergraduate level: Evidence from undergraduate students from Dhaka City. *Journal of Affective Disorders*, 294, 170-179. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2021.07.045>
- Samejima, F. (1997). Graded Response Model. En W. J. van der Linden & R. K. Hambleton (Eds.), *Handbook of Modern Item Response Theory* (pp. 85-100). Springer.
- Sigurvinsdottir, R., Thorisdottir, I. E., & Gylfason, H. F. (2020). The impact of COVID-19 on mental health: The role of locus on control and Internet use. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(19), 6985. <https://doi.org/10.3390/ijerph17196985>
- Spritzer, D. T., Machado, W. de L., Yates, M. B., Astolfi, V. R., Laskoski, P., Pessi, C., Laconi, S., Kaliszewska-Czeremska, K., Demetrovics, Z., Király, O., Passos, I. C., & Hauck, S. (2021). Psychometric properties of the Nine-Item Problematic Internet Use Questionnaire in a Brazilian general population sample. *Frontiers in Psychiatry*, 12. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2021.660186>
- STATA. (2021). STATA (Versión 17). [Software]. <https://www.stata.com/support/updates/stata17.html>
- Suh, Y. (2015). The performance of maximum likelihood and weighted least square mean and variance adjusted estimators in testing differential item functioning with nonnormal trait distributions. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 22(4), 568-580. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.937669>
- Sun, Y., Li, Y., Bao, Y., Meng, S., Sun, Y., Schumann, G., Kosten, T., Strang, J., Lu, L., & Shi, J. (2020). Brief report: Increased addictive Internet and substance use behavior

- during the COVID-19 pandemic in China. *The American Journal on Addictions*, 29(4), 268-270. <https://doi.org/10.1111/ajad.13066>
- Tuesta, J. A. (2021). Dependencia de los universitarios peruanos a las redes sociales durante la pandemia de la COVID-19. *Investigación y Postgrado*, 36(1), 2244-7474. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=8035988>
- Valencia-Ortiz, R., Cabero-Almenara, J., & Garay, U. (2021). Adicción a las redes sociales en estudiantes mexicanos: percepciones de discentes y docentes. *Tecnología, Ciencia y Educación*, 19(1), 103-122. <https://doi.org/10.51302/tce.2021.616>
- Villalba, K., Maldonado, J., Berroa, H., Lavalle, A., Rodriguez, J., Becerra, S., Arias, D., & Flores, J. (2021). Technological acceptance and addiction to social networks in virtual mandatory contexts. *Education in the Knowledge Society*, 24(1), 1-16. <https://doi.org/10.14201/eks.25424>
- Yana-Salluca, M., Adco-Valeriano, D., Alanoca-Gutierrez, R., & Casa-Coila, M. (2022). Adicción a las redes sociales y la procrastinación académica en adolescentes peruanos en tiempos de coronavirus COVID-19. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 25(2), 129-143. <https://doi.org/10.6018/reifop.513311>
- Yepes, J., & Rojas, J. (2022). Panorama de riesgos por el uso de la tecnología en América Latina. *Trilogía*, 14(26), 1-40. <https://doi.org/10.22430/21457778.2020>
- Young, K. (1998). Internet addiction: The emergence of a new clinical disorder. *CyberPsychology & Behavior*, 1, 237-244. <https://doi.org/10.1089/cpb.1998.1.237>

