

Escala de Uso Problemático Generalizado del Internet 2: adaptación para adultos de Buenos Aires

Juliana Beatriz Stover¹, María Mercedes Fernández Liporace² y
Alejandro Castro Solarno
Universidad de Buenos Aires, Argentina

Se adaptó la Escala de Uso Problemático Generalizado del Internet 2 para población adulta de Buenos Aires. Los participantes fueron 225 sujetos (68.4% mujeres; 30.7% varones, 0.9% no binarios). Los instrumentos fueron: encuesta de datos sociodemográficos y de características de uso de redes sociales; Generalized Problematic Internet Use Scale 2; Mental Health Continuum Short Form y; Symptom Check List 27. Mediante análisis factoriales confirmatorios se halló adecuado ajuste de la estructura propuesta por el autor original. Los coeficientes alfas de Cronbach y ordinales se ubicaron entre .77 y .87. Se encontraron correlaciones positivas significativas entre el uso problemático generalizado de Internet, la sintomatología psicopatológica y el tiempo de uso de redes sociales. Las asociaciones fueron negativas con el bienestar psicológico.

Palabras clave: ciberpsicología, psicología de internet, validez, confiabilidad

Generalized Problematic Internet Use Scale 2: Adaptation for adults from Buenos Aires

The Generalized Problematic Internet Use Scale 2 was adapted for the adult population of Buenos Aires. Participants were 225 subjects (68.4% female; 30.7% male, 0.9% non-binary). Instruments administered were: survey of sociodemographic data and characteristics of use of social networks; Generalized Problematic Internet Use Scale 2; Mental Health Continuum Short Form and; Symptom Check List-27. Confirmatory factor analysis was carried out; It was found an adequate fit of the structure proposed by the original author. Cronbach's and ordinals alphas ranged from .77 to .87. Significant positive correlations were found between the generalized problematic use of the Internet, the psychopathological symptoms and the time of use of social media. Associations were negative with psychological well-being.

Keywords: cyberspsychology, internet psychology, validity, reliability

Échelle d'utilisation problématique généralisée d'Internet 2: Adaptation pour les adultes de Buenos Aires

L'échelle d'utilisation problématique généralisée d'Internet 2 a été adaptée pour la population adulte de Buenos Aires. Les participants étaient 225 sujets (68,4% de femmes ; 30,7% d'hommes, 0,9% de non-binaires). Les tests administrés étaient: enquête sur les données sociodémographiques et les caractéristiques d'utilisation des réseaux sociaux ;

Juliana Beatriz Stover  <https://orcid.org/0000-0003-2120-1031>

María Mercedes Fernández Liporace  <https://orcid.org/0000-0001-7044-8386>



<https://doi.org/10.18800/psico.202302.017>

Échelle d'utilisation problématique généralisée d'Internet 2 ; continuum de la santé mentale MHC-SF ; liste de contrôle des symptômes 27 (SCL-27). Grâce à une analyse factorielle confirmatoire, un ajustement adéquat de la structure proposée par l'auteur original a été trouvé. Les coefficients alpha de Cronbach et ordinaux étaient compris entre 0,77 et 0,87. Des corrélations positives significatives ont été trouvées entre l'utilisation problématique généralisée d'Internet, les symptômes psychopathologiques et le temps d'utilisation des réseaux sociaux. Les associations étaient négatives avec le bien-être psychologique.

Mots clés: cyberpsychologie, psychologie de l'Internet, validité, fiabilité

Escala de uso problemático generalizado da Internet 2: Adaptação para adultos de Buenos Aires

A Escala de Uso Problemático Generalizado 2 da Internet foi adaptada para a população adulta de Buenos Aires. Os participantes foram 225 indivíduos (68.4% mulheres; 30.7% homens, 0,9% não binários). Os instrumentos administrados foram: pesquisa de dados sociodemográficos e características de uso das redes sociais; Escala de uso problemático generalizado da Internet 2; Contínuo de Saúde Mental (MHC-SF); Lista de verificação de sintomas-27 (SCL-27). Foi realizada a análise fatorial confirmatória; foi encontrado um ajuste adequado à estrutura proposta pelo autor original. Os alfas de Cronbach e ordinais variaram de .77 a .87. Foram encontradas correlações positivas significativas entre o uso problemático generalizado da Internet, os sintomas psicopatológicos e o tempo de uso das redes sociais. As associações foram negativas com o bem-estar psicológico

Palavras-chave: ciberpsicologia, psicologia da internet, validade, confiabilidade

La Psicología de Internet se ocupa de analizar cómo los sujetos se comunican de modo *online* (Kirwan, 2010). Si bien el estudio a nivel internacional data desde hace más 20 años (e.g., Kraut et al., 1998; Young, 1998), en Argentina sigue tratándose de un abordaje aún incipiente (e.g., González Caino & Resett, 2020; Lanzillotti & Korman, 2018; Lupano Perugini & Castro Solano, 2020). Entre los conceptos carentes de análisis a nivel local se ubica el *uso problemático de Internet* (PIU, por sus siglas en inglés *Problematic Internet Use*; Davis, 2001). El mismo se define como un síndrome multidimensional conformado por un patrón de cogniciones y comportamientos relacionados al uso de Internet (Caplan, 2002, Caplan, 2003, Caplan, 2007; Davis, 2001). Este síndrome crea dificultades psicológicas, sociales, escolares y/o laborales en la vida del sujeto (Beard & Wolf, 2001). Davis (2001) postula una división entre *PIU específico* y *PIU generalizado*. El primero implica el uso de Internet para un propósito particular, por ejemplo, servicios sexuales, compras o apuestas *online*; la dependencia es a un contenido específico y puede existir sin la presencia de Internet. El PIU generalizado, por su parte, involucra un uso multidimensional, realizándose una utilización excesiva de Internet mediante una variedad de comportamientos tales como revisar sitios web sin un objetivo claro, uso de chats y mails. El punto en común de dichas actividades es que no existirían sin la posibilidad de acceso a Internet. La mayoría de estos comportamientos se basan en la necesidad de contacto social y el deseo de tener una vida social virtual. Estos usuarios problemáticos construyen su identidad sobre la base de sus actividades *online*, ubicándose en el polo opuesto los usuarios saludables que la consideran una herramienta.

El PIU generalizado, de acuerdo con Caplan (2010) posee cuatro aspectos: 1) *preferencia por la interacción social online*, debido a creencias de que el individuo está más seguro y es más eficaz en la comunicación

online que cara a cara; 2) *regulación de humor* como una motivación para el uso de Internet, como por ejemplo, al sentirse deprimidos o enojados; 3) *resultados negativos*, tales como una disminución del tiempo dedicado a la vida social y una exacerbación de patologías preexistentes, lo cual genera un círculo de retroalimentación entre la misma y el uso problemático y generalizado de Internet; 4) *regulación deficiente*, la que involucra un aspecto cognitivo, patrones de pensamientos sobre el uso de Internet, tales como preocupación sobre cuando se utilizará de nuevo y que estará sucediendo *online*, y un aspecto comportamental que implica el uso compulsivo de Internet.

Generalized Problematic Internet Use Scale 2

Uno de los problemas para el estudio de las variables vinculadas con la Psicología de Internet es que muchas investigaciones se han realizado sobre la base a encuestas, sin considerar la operacionalización de un constructo específico ni las propiedades psicométricas del instrumento de medición utilizado (Howard & Jayne, 2015; Pontes, Kuss & Griffiths, 2015). Por lo tanto, cobra mayor relevancia que los postulados teóricos de Davis (2001) y los resultados de las investigaciones de Caplan (2002, 2003, 2007) fueran operacionalizados en la Generalized Problematic Internet Use Scale 2 (GPIUS-2; Caplan, 2010), revisión de la Generalized Problematic Internet Use Scale (Caplan, 2002). La GPIUS-2 se compone de 15 ítems en formato de respuesta Likert de 8 posiciones que evalúan cuatro dimensiones: Preferencia por la Interacción Social Online (POSI), Regulación del Humor (RH), Resultados Negativos (RN) y Regulación Deficiente (RD) compuesta de las sub-escalas de Uso Compulsivo (UC) y Preocupación Cognitiva (PC). La estructura factorial fue verificada en una muestra de estudiantes universitarios y adultos de población general estadounidense mediante análisis factoriales confirmatorios.

Posteriormente, en México, Gámez-Guadix, Villa-George y Calvete (2012) adaptaron la prueba para su uso con adolescentes corroborando la mencionada estructura. Lo mismo sucedió en el estudio

efectuado en Alemania por Barke, Nyenhuis y Kroer-Herwig (2014) quienes trabajaron con una muestra de adultos de población general que respondieron de modo *online*, así como con un grupo de estudiantes universitarios que respondió al cuestionario en formato de lápiz y papel de modo presencial. Las dimensiones propuestas en la versión original fueron nuevamente verificadas tanto en la muestra *online* como en la obtenida de modo presencial. Resultados similares fueron reportados en la adaptación portuguesa realizada por Assuncao y Mena Matos (2017) con estudiantes secundarios y en la validación polaca de Probiez, Gašuszka y Gašuszka (2020) para evaluar población adulta.

Otros trabajos modificaron el modelo de Caplan (2010). Por ejemplo, en la adaptación española para adolescentes, Gámez-Guadix, Orue y Calvete (2013), añadieron un factor general de tercer orden denominado Uso Problemático Generalizado, eliminando las correlaciones entre los factores POSI, RH, RN y RD. También se han reportado soluciones tetrafactoriales en las que se unificaron las subescalas de Preocupación Cognitiva y Uso Compulsivo en la dimensión de Regulación Deficiente. Estos últimos hallazgos fueron verificados en la adaptación italiana de Fioravanti, Primi y Casale (2013) realizada para evaluar a estudiantes de nivel medio y universitario, corroborada posteriormente por Casale, Primi y Fioravanti (2016) en estudiantes universitarios italianos. En la validación francesa, también para estudiantes universitarios, Laconi, Kaliszewska-Czeremskab, Tricard, Chabrol y Kusse (2018) informaron la misma solución factorial de cuatro dimensiones.

En las diversas adaptaciones, las correlaciones entre los factores fueron positivas, resultando más fuertes entre RD con RH y RN (e.g.; Assuncao & Mena Matos, 2017; Barke et al., 2014; Gámez-Guadix et al., 2012). Con relación a la consistencia interna, todas las investigaciones mencionadas hallaron valores adecuados estimados mediante el coeficiente alfa de Cronbach. En la Tabla 1 se incluye un resumen de las versiones anteriormente explicadas, ordenadas cronológicamente.

Tabla 1

GPIUS-2. Adaptaciones

| Autores | País | Año | Muestra | Factores | α |
|-----------------------|----------|------|---|--|--------------------|
| Caplan | EEUU | 2010 | 424 estudiantes universitarios 361 adultos población general | PIO RN RH RD (UC + PC) | - |
| Gómez-Guadix et al. | México | 2012 | 1491 adolescentes | <i>Ídem Caplan</i> | .74/.81 |
| Gómez-Guadix et al. | España | 2013 | 1021 adolescentes | GPIUS PIO RN RH RD (UC + PC) | .78/.90 |
| Fioravanti et al. | Italia | 2013 | 356 estudiantes secundarios y universitarios | PIO RN RH RD | .78/.89 |
| Barke et al. | Alemania | 2014 | 916 estudiantes universitarios (presencial) 1149 adultos población general (<i>online</i>) | <i>Ídem Caplan</i> | .62/.77 .67/.82 |
| Casale et al. | Italia | 2016 | 748 estudiantes universitarios | <i>Idem Fioravanti et al.</i> | .72/.98 |
| Assuncao & Mena Matos | Portugal | 2017 | 761 estudiantes secundarios | <i>Ídem Caplan</i> | .65/.84 |
| Laconi et al. | Francia | 2018 | 563 estudiantes universitarios | <i>Idem Fioravanti et al.</i> | .73/.83 |
| Probiez et al. | Polonia | 2020 | 523 adultos población general | <i>Ídem Caplan</i> | .66/.88 |

Nota. PIO = Preferencia por la interacción *online*; RN= Resultados negativos; RH= Regulación del humor; RD= Regulación deficiente; UC= Uso compulsivo; PC= Preocupación cognitiva; GPIUS= Uso problemático de Internet generalizado.

Considerando el análisis del PIU generalizado en relación a otras variables, se informaron valores elevados en sujetos que reportaban

indicadores de mayor ansiedad y depresión (Barkle et al., 2014; Gámez-Guadix, 2014; Gámez-Guadix et al., 2012) riesgo suicida (Huang et al., 2020) soledad (Akhter, Islam & Momen, 2020), menor satisfacción con su vida (Sharmaa, Shakyaa, Singhb & Singh Balharab, 2020) y menor apoyo social percibido (Casale et al., 2016). También se hallaron asociaciones positivas con resultados negativos tales como percepción de mal clima escolar (Zhaia et al., 2020) y peor desempeño académico (Stevens et al., 2020).

En el estudio del PIU-G en relación tiempo de conexión, los hallazgos son unívocos en indicar asociaciones positivas moderadas entre ambas variables (Assuncao & Mena Matos, 2017; Barke et al. 2014); se reportaron correlaciones positivas con todas las variables, siendo más fuertes con RD y RH (Gámez-Guadix et al., 2012).

Considerando la falta de validación Argentina del test, y su relevancia a nivel internacional, los objetivos de este trabajo son: 1) efectuar la adaptación de la Escala de Uso Problemático Generalizado del Internet 2 para población adulta de Buenos Aires, examinando su dimensionalidad; 2) estudiar la consistencia interna de sus puntuaciones; 3) aportar evidencias de validez convergente analizando su relación con la sintomatología psicopatológica inespecífica, el bienestar psicológico, y el tiempo de uso de redes sociales. Se hipotetiza que se hallará la estructura reportada por Caplan (2010) y una adecuada consistencia interna al igual que en adaptaciones previas. También se espera hallar correlaciones positivas con la sintomatología psicopatológica inespecífica y el tiempo de uso de redes sociales, mientras que negativas con el bienestar psicológico.

Método

Participantes

Se trabajó con 225 adultos de Buenos Aires (68.4% mujeres; 30.7% varones, 0.9% no binarios), con edades comprendidas entre los 18 y 76 años ($M=35.65$; $DE=12.14$). La mayoría de los sujetos

reportaron estar solteros (31.7%). Presentaron un alto nivel educativo (44.5% estudios universitario o terciario completos; 10.2% posgrado completo). Con relación a su ocupación, la mayoría eran empleados (62.7%). Los restantes datos sociodemográficos se detallan en la Tabla 2.

Tabla 2

Datos sociodemográficos. Frecuencias

| | <i>n</i> | % |
|---|----------|------|
| Estado Civil | | |
| Solteros | 71 | 31.6 |
| En una relación abierta | 4 | 1.8 |
| De novios sin convivir | 33 | 14.7 |
| De novios en convivencia | 59 | 26.2 |
| Casados | 47 | 20.9 |
| Separado/Divorciado | 10 | 4.4 |
| Viudo | 1 | 0.4 |
| Nivel educativo máximo alcanzado | | |
| Secundaria incompleta | 5 | 2.2 |
| Secundario completo | 97 | 43.1 |
| Universitario/terciario completo | 100 | 44.4 |
| Posgrado completo | 23 | 10.2 |
| Ocupación | | |
| Empleado | 132 | 58.7 |
| Trabajador por mi cuenta | 50 | 22.2 |
| Trabajos temporarios o ad-honorem | 2 | 0.9 |
| Patrón o empleador | 3 | 1.3 |
| Renta | 1 | 0.4 |
| Estudiante | 5 | 2.2 |
| Desocupado | 6 | 2.7 |
| Jubilado/Pensionado | 12 | 5.3 |

Instrumentos

Encuesta de datos sociodemográficos

Diseñada ad-hoc para este trabajo. Recoge información sobre sexo, edad, estado civil, nivel educativo y ocupación.

Encuesta de características de uso de redes sociales

Elaborada para este estudio. Indaga si el sujeto utiliza las redes de Facebook, Instagram, Twitter y WhatsApp, así como cuanto tiempo por día se conecta a las mismas (*Menos de 5 minutos; 5 a 30 minutos; 30 minutos a 1 hora; 1 a 2 horas; 2 a 3 horas; 3 a 4 horas; Más de 4 horas*).

Generalized Problematic Internet Use Scale 2 (GPIUS2; Caplan, 2010)

Se compone de 15 ítems en formato de respuesta Likert de 8 posiciones que evalúan cuatro dimensiones: Preferencia por la Interacción Online (POSI), Regulación del Humor (RH), Resultados Negativos (RN) y Regulación Deficiente (RD), compuesta de las sub-escalas de Uso Compulsivo (UC) y Preocupación Cognitiva (PC).

Mental Health Continuum Short Form (MHC-SF; Keyes, 2005; Lupano Perugini, de la Iglesia & Castro Solano, 2017)

Se compone de 14 ítems con respuesta Likert de seis posiciones que evalúa tres componentes del bienestar: Emocional (presencia de sentimientos positivos) Social (adecuada vida en comunidad), y Psicológico (funcionamiento adecuado individual). También incluye un puntaje de Bienestar Total. Mediante un análisis factorial confirmatorio se hallaron factores, los cuales reportaron adecuada consistencia interna ($\alpha = .78$, $\alpha = .89$).

Symptom Check List 27 (SCL-27; de la Iglesia & Castro Solano, 2019; Hardt & Gerbershagen, 2001)

Mediante 27 reactivos evalúa sintomatología psicopatológica inespecífica experimentada la última semana. Su estructura unidimensional

se calculó mediante un análisis factorial confirmatorio. Su consistencia interna fue de $\alpha = .92$.

Procedimiento

Dos psicólogos bilingües tradujeron los reactivos del inglés al español. Luego, cinco jueces expertos analizaron los ítems evaluando su correspondencia a las dimensiones planteadas y sugirieron cambios con relación a modismos del idioma español en Argentina. Finalmente, tras una prueba piloto realizada con 10 adultos, se redujeron las opciones de respuesta a una escala de 6 posiciones (totalmente en desacuerdo a totalmente de acuerdo). Con dicha versión del instrumento se procedió a la recolección de datos *online*, la cual fue difundida por redes sociales y por medio de listas de mails de participantes de investigaciones previas. La participación de los sujetos fue voluntaria, sin retribución económica, y las características de la investigación fueron explicadas en un consentimiento informado que se incluyó al inicio del protocolo *online*.

Análisis de datos

Se analizaron los estadísticos descriptivos para los ítems (media, desvío, asimetría y curtosis) para examinar la normalidad univariante y se calculó el coeficiente de Mardia para examinar la normalidad multivariante. Según las recomendaciones de Jia y Jia (2009) para el estudio del PIU como constructo multidimensional, se calcularon análisis factoriales confirmatorios (AFC) dado que permite poner a prueba distintos modelos y arribar a resultados más concluyentes. Se utilizó el software EQS 6.2 (Bentler & Wu, 2012). Como método de estimación se aplicó Máxima Verosimilitud (MV), considerando las matrices policóricas dado que las variables eran ordinales (Freiberg Hoffmann et al., 2013; Muthén & Kaplan, 1985) y la violación del supuesto de normalidad multivariante (Tabachnick & Fidell, 2013). Para evaluar el ajuste del modelo se usaron varios índices obtenidos mediante métodos robustos: corrección de Satorra y Bentler (2001) para Chi-Cuadrado ($S-B\chi^2$), *Comparative Fit Index* (CFI), *Bollen's Fit Index* (IFI), y *Root*

Mean Square Error of Approximation (RMSEA). Para el $S-B\chi^2$ se analizó su valor dividido los grados de libertad ($S-B\chi^2/df$) evaluando como un indicador adecuado si los valores se ubican entre los guarismos de 1 y 3 (Carmines & McIver, 1981). Los índices CFI e IFI se consideraron con un adecuado ajuste superando el punto de corte de .90; mientras que el RMSEA se evaluó en función del rango .05/.08 (Byrne, 2006; Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1999).

Considerando que se dispone de varias adaptaciones a otros países, a diferencia de análisis efectuados en dichas adaptaciones en los que se ponía a prueba modelos nulos o de factores no correlacionados (e.g., Gámez-Guadix et al, 2012), se decidió analizar las distintas estructuras reportadas en otras validaciones. Por lo tanto, se analizó el ajuste de cinco modelos: 1) el propuesto por Caplan (2010) conformado por las cuatro dimensiones centrales de POSI, RH, RN y RD -la cual se subdivide en las sub-escalas de UC y PC-; 2) el modelo Gámez-Gaudiz et al. (2013) en el que se añade el factor Uso Problemático Generalizado, 3) un modelo pentafactorial compuesto por POSI, RH, RN, UC y PC (es decir, sin considerar a la dimensión de RD como factor de segundo orden), 4) un modelo tetrafactorial en función de lo reportado en los trabajos de Fioravanti et al. (2013), Casale et al. (2012) y Laconi et al. (2018) en el que se incluyen los factores POSI, RH, RN y RD, y 5) un modelo unidimensional.

Para estimar la consistencia interna se calcularon coeficientes alfa ordinales (Elosúa & Zumbo, 2008) y como complemento, coeficientes alfas de Cronbach. Se estimó el índice de atenuación entre ambos (Dominguez-Lara, 2018).

Para aportar evidencias de validez convergente se efectuaron correlaciones r de Pearson entre las dimensiones del GPIUS-2 y los puntajes obtenidos a través del SCL-27 y el MHC. Se estimaron correlaciones ρ de Spearman entre los puntajes del GPIUS-2 y el tiempo de conexión a distintas redes sociales (Facebook, Instagram, Twitter; WhatsApp) debido al carácter ordinal de la medición del tiempo de conexión. Los resultados se analizaron considerando los puntos de corte de Cohen (1988): pequeño=.10; mediano=.30; grande=.50. Estos análisis se efectuaron con el software PASW Statistics, Versión 18.0 (SPSS INC, 2009).

Resultados

Al analizar los valores de asimetría y curtosis de los reactivos se halló que la mayoría no superó el valor ± 1.96 dando cuenta de la normalidad univariante (Tabla 3). Sin embargo, el coeficiente de Mardia fue 81.66, por lo que se rechazó la hipótesis nula para el cumplimiento del supuesto de normalidad multivariante.

Tabla 3

Ítems de la GPIUS-2. Estadísticos descriptivos

| Ítem por dimensión | M | DE | Asimetría | Curtosis |
|--|------|------|-----------|----------|
| Preferencia por la interacción social <i>online</i> | | | | |
| 1. Prefiero relacionarme con otras personas a través de Internet en vez de comunicarme cara a cara | 2.33 | 1.46 | 0.85 | -0.33 |
| 6. Me siento más cómodo comunicándome con otras personas por Internet que en persona | 2.41 | 1.50 | 0.81 | -0.42 |
| 11. Prefiero chatear con la gente a través de Internet en lugar de hablar cara a cara | 1.94 | 1.32 | 1.41 | 1.07 |
| Resultados negativos | | | | |
| 5. El uso que hago de Internet me ha traído problemas en algunos aspectos de mi vida | 2.49 | 1.66 | 0.85 | -0.53 |
| 10. He dejado compromisos o actividades sociales por usar Internet | 1.77 | 1.33 | 1.76 | 2.14 |
| 15. La forma en que uso Internet ha ocasionado problemas en mi vida | 1.92 | 1.41 | 1.51 | 1.31 |
| Regulación del humor | | | | |
| 2. Suelo usar Internet para hablar con otros cuando me siento solo | 2.85 | 1.67 | 0.32 | -1.20 |
| 7. Suelo usar Internet para sentirme mejor cuando estoy triste | 2.75 | 1.74 | 0.56 | -1.04 |
| 12. Suelo usar Internet para sentirme mejor cuando estoy enojado. | 2.37 | 1.55 | 0.85 | -0.44 |

| Uso compulsivo | | | | |
|--|------|------|-------|-------|
| 4. Me resulta difícil controlar la cantidad de tiempo que estoy conectado a Internet | 3.49 | 1.74 | -0.08 | -1.30 |
| 9. Me resulta difícil controlar mi uso de Internet | 2.96 | 1.77 | 0.37 | -1.24 |
| 14. En general no puedo estar mucho tiempo sin usar Internet | 3.02 | 1.66 | 0.33 | -1.13 |
| Preocupación cognitiva | | | | |
| 3. Cuando no uso Internet durante algún tiempo, empiezo a preocuparme con la idea de cuando volveré a conectarme | 2.62 | 1.59 | 0.52 | -0.97 |
| 8. Me sentiría perdido si no pudiera conectarme a Internet | 3.05 | 1.79 | 0.29 | -1.31 |
| 13. Cuando no estoy usando Internet, pienso todo el tiempo en conectarme | 1.92 | 1.25 | 1.42 | 1.40 |

Mediante análisis factoriales confirmatorios se analizaron cinco modelos. Evaluando la totalidad de los índices de ajuste, se optó por la estructura original propuesta por Caplan (2010) ya que el RMSEA y el S-B X^2/gl presentaron valores adecuados. A su vez, el CFI y el IFI exhibieron valores superiores a .90. Si bien en los modelos de penta, tetra y uni-factoriales los guarismos del CFI e IFI resultaron más elevados que en el modelo propuesto en la versión original, el RMSEA de dichos análisis fue elevado, superando el punto de corte establecido para un ajuste aceptable (Ver Tabla 4).

Tabla 4

Índices de ajuste. Modelos de GPIUS-2

| | S-B X^2 | gl | S-B X^2/gl | CFI | IFI | RMSEA [90% CI] |
|----------------------------|-----------|------|--------------|------|------|-------------------|
| Caplan (2010) | 216.451 | 83 | 2.607 | .923 | .924 | .085 [.071, .098] |
| Gámez-Gaudiz et al. (2013) | 235.994 | 88 | 2.681 | .915 | .916 | .087 [.073, .100] |
| 5 Factores | 263.723 | 80 | 3.296 | .979 | .980 | .101 [.088, .115] |
| 4 Factores | 287.070 | 84 | 3.417 | .977 | .977 | .104 [.091, .117] |
| 1 Factor | 490.736 | 90 | 5.452 | .955 | .955 | .141 [.129, .153] |

Las cargas factoriales se ubicaron en el rango de .67 a .94 y las correlaciones entre .59 y .84. Todos los mencionados parámetros fueron estadísticamente significativos ($p < .001$) (Ver Figura 1).

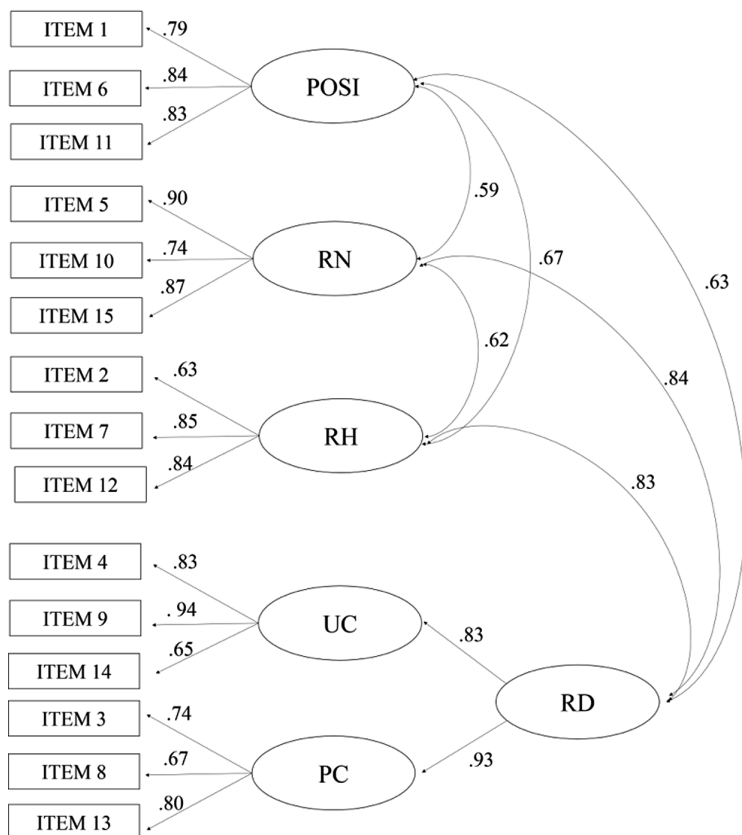


Figura 1. GPIUS-2. AFC. Parámetros estimados

La consistencia interna estimada con alfas ordinales y de Cronbach resultó adecuada, con un índice de atenuación inferior al 30% (Dominguez-Lara, 2018), por lo cual ambos métodos de estimación son evaluados como confiables (Ver Tabla 5).

Tabla 5*GPIUS-2. Consistencia interna*

| | Alfa ordinal | Alfa de Cronbach | Índice de atenuación |
|---|--------------|------------------|----------------------|
| Preferencia por la interacción social <i>online</i> | .86 | .86 | 0 |
| Resultados negativos | .87 | .87 | 0 |
| Regulación del humor | .81 | .81 | 0 |
| Uso compulsivo | .83 | .84 | 0 |
| Preocupación cognitiva | .77 | .75 | 4 |

Al examinar evidencias de validez convergente (Ver Tabla 6) se hallaron correlaciones significativas positivas con tamaño del efecto moderado entre los puntajes de todas las dimensiones del GPIUS-2 y el puntaje del SCL-27. Al analizar las asociaciones entre el GPIUS-2 y los puntajes del MHC se hallaron asociaciones significativas negativas con tamaño del efecto bajo entre las dimensiones del GPIUS-2 y las escalas de Bienestar Total, Emocional y Personal, mientras que con Bienestar Social las correlaciones significativas fueron solo con POSI, RH y PC.

Tabla 6*GPIUS-2, SCL-27, MHC. Correlaciones r de Pearson*

| | SCL-27 | Bienestar Emocional | Bienestar Social | Bienestar Personal | Bienestar Total |
|---|--------|---------------------|------------------|--------------------|-----------------|
| Preferencia por la interacción social <i>online</i> | .48** | -.26** | -.26** | -.30** | -.33** |
| Resultados negativos | .55** | -.31** | -.11ns | -.29** | -.27** |
| Regulación del humor | .54** | -.38** | -.21** | -.33** | -.35** |
| Regulación deficiente | .49** | -.27** | -.13ns | -.25** | -.25** |
| Uso compulsivo | .45** | -.23** | -.09ns | -.24** | -.22** |
| Preocupación cognitiva | .46** | -.28** | -.15* | -.22** | -.24** |

Nota. ** = $p < .01$; * = $p < .05$; ns = no significativo.

Las correlaciones entre las puntuaciones obtenidas mediante el GPIUS-2 y el tiempo de conexión diario a distintas redes sociales evidenció asociaciones significativas con tamaños del efecto bajos y moderados para las redes de Instagram y WhatsApp, y en la mayoría de los análisis con Twitter. Con el uso de Facebook solo se halló una asociación significativa baja y positiva (Ver Tabla 7).

Tabla 7

GPIUS-2 y tiempo promedio de conexión a redes sociales. Correlaciones rho de Spearman

| | Facebook (n=223) | Instagram (n=197) | Twitter (n=114) | WhatsApp (n=225) |
|---|---------------------|----------------------|--------------------|---------------------|
| Preferencia por la interacción social <i>online</i> | .10ns | .25** | .17ns | .22** |
| Resultados negativos | .11ns | .21** | .21** | .17** |
| Regulación del humor | .00ns | .28** | .30** | .16** |
| Regulación deficiente | .13* | .29** | .31** | .24** |
| Uso compulsivo | .06ns | .20** | .22** | .18** |
| Preocupación cognitiva | .11ns | .27** | .30** | .23** |

Nota. ** = $p < .01$; * = $p < .05$; ns = no significativo.

Discusión

El objetivo de este estudio fue realizar la validación de la GPIUS-2 (Caplan, 2010) para evaluar a población adulta de Buenos Aires. Si bien se disponen de versiones en español tales como las efectuadas en España y México (Gámez-Guadix et al., 2012, 2013), se consideraron los giros idiomáticos argentinos, por lo que se llevó a cabo una traducción de la versión original (Caplan, 2010), teniendo en cuenta las mencionadas validaciones española y mexicana. Este procedimiento, sumado al análisis de jueces expertos y la administración piloto, posibilitó la adecuación de los reactivos para su utilización en la muestra de

tipificación, informando evidencias de validez de contenido y de facies respectivamente.

Para aportar evidencias de validez de constructo, se analizaron diferentes estructuras en función de los resultados obtenidos en las validaciones realizadas en otros países. Se optó por la solución factorial compuesta por las cuatro dimensiones principales de POSI, RN, RH, RD -con divisiones de RD en UC y PC-. Los resultados se ubican en la misma dirección que en la versión original estadounidense (Caplan, 2010), así como en lo reportado en los estudios de México, Alemania, Portugal y Polonia (Assuncao & Mena Matos, 2017; Barke et al., 2014; Gámez-Guadix et al., 2012; Probiez et al., 2020). No se seleccionaron las otras estructuras puestas a prueba según las versiones española (Gámez-Guadiz et al., 2013), italiana y francesa (Casale et al., 2016; Fioravanti et al., 2013; Laconi et al., 2018), así como tampoco la solución penta-factorial (que eliminaba la dimensión RD como factor de segundo orden) y la posibilidad unidimensional. Evaluando los guarismos del ajuste, tanto CFI como IFI obtuvieron valores en torno a .92, al igual que adaptaciones previas encontrándose solo que en las versiones francesa, polaca e italiana se superaron esos valores. Si bien en el examen de los modelos de penta, tetra, y unidimensionales los valores de CFI e IFI fueron superiores a la solución factorial seleccionada como definitiva en este trabajo, no se observó lo mismo para el valor del RMSEA. Sus guarismos más bajos, y por ende, más adecuados, se hallaron en la estructura que replicaba la dimensionalidad propuesta por Caplan (2010). Pasando a considerar otros aspectos del modelo, los ítems presentaron coeficientes de regresión estadísticamente significativos, con valores adecuados ubicados en el rango de .63 a .94. Las correlaciones entre los factores también fueron estadísticamente significativas y positivas, siendo más fuertes entre RD con RN y RH, tal como se informó en trabajos previos (e.g.; Assuncao & Mena Matos, 2017; Barke et al., 2014; Gámez-Guadix et al., 2012). En resumen, en función de los análisis factoriales confirmatorios, considerando los aspectos teóricos, la comparación de los índices de ajuste entre los análisis de distintas estructuras, y el cotejo con lo informado

por investigaciones previas, se optó por seleccionar la estructura que replicaba la versión de Caplan (2010). De este modo, la información aportada suma evidencia a los postulados de dicho autor en torno a la dimensionalidad del PIU generalizado, aspecto de interés considerando la falta de consenso en torno al mismo (Jia & Jia, 2009).

En relación a la consistencia interna, tal como fue hipotetizado de acuerdo a estudios previos, la misma fue excelente estimada con dos métodos diferentes (alfa de Cronbach y ordinal) con valores entre .75 y .87, dando cuenta de la confiabilidad de las puntuaciones estimadas con el GPIUS-2.

La sintomatología psicopatológica inespecífica se asoció de modo positivo y fuerte con todas las dimensiones del GPIUS-2, aportando evidencias de validez convergente. Además de brindar información sobre la calidad psicométrica del instrumento, estos resultados suman información a la teoría de Davis (2001) y los desarrollos posteriores de Caplan (2002, 2010) sobre la presencia de sintomatología en presencia del PIU generalizado. En cuanto a las asociaciones con el bienestar psicológico, las mismas fueron negativas con valores moderados para todos los puntajes del GPIUS-2 con Bienestar Total, y sus subtipos Emocional y Personal. Esto da cuenta que el PIU generalizado se vincula a la existencia de sentimientos negativos e inadecuado funcionamiento individual. El Bienestar Social, por su parte, sólo exhibió vínculos negativos con POSI, RH y PC, quedando excluidas las dimensiones de RN, RD y UC. Es decir, la percepción de una falta de una vida social confortante se asocia a una creencia de una mayor eficacia en el mundo virtual, la regulación del humor en mediante actividades *online*, así como la preocupación por estar conectado. Los hallazgos dan cuenta que esto no implicaría el nexo con resultados negativos en la vida de los sujetos, ya que no habría una reducción del tiempo que utilizan a su vida social, y que regulación deficiente solo se refleja en los aspectos cognitivos sobre preocupación sin involucrar una falta de control en el uso de Internet.

Evaluando la relación con el tiempo de conexión a redes sociales, tal como indica de modo unánime la bibliografía (e.g., Assuncao &

Mena Matos, 2017; Barke et al. 2014; Gámez-Guadix et al., 2012) se hallaron correlaciones positivas moderadas con el uso de Instagram, Twitter, y WhatsApp. Sólo en Facebook se detectó una sola correlación significativa baja con RD, a pesar de ser la red social de la que mayor cantidad de sujetos informaron poseer una cuenta. Las especificidades que determinan las diferencias de patrones de uso aquí hallados en relación al tipo de red social, deberán ser exploradas en futuros trabajos evaluando pormenorizadamente cada red.

Como limitaciones debe destacarse que el muestreo fue intencional simple, y que se trabajó con una muestra con un nivel educativo alto (54.6% tenían estudios universitarios completos). Por otro lado, el GPIUS-2 es un instrumento de auto-reporte no contando con escalas que examinen la validez de las respuestas de los evaluados para detectar casos son respuestas distorsionadas. Por último, el tamaño de la muestra impidió profundizar en análisis de validación cruzada. Por lo tanto, como futuras líneas de investigaciones se plantea replicar el estudio con muestras diversas, especialmente en lo atinente a su nivel educativo, así como más numerosa para complejizar los análisis. En función de los aspectos teóricos, un aspecto importante a indagar en futuros trabajos es el estudio del PIU específico (Davis, 2001), el cual completaría la división propuesta para el PIU.

A pesar de las limitaciones, el trabajo aporta una escala validada para evaluar PIU generalizado en población local. Es de destacarse que se trabajó con población general, y no solo con estudiantes, aspecto que suele ser recurrente en la mayoría de sus adaptaciones (e.g.; Assuncao & Mena Matos, 2017; Casale et al., 2016; Gámez-Guadix et al., 2012; 2013; Fioravanti et al., 2013, Laconi et al., 2018). El estudio aquí conducido permite contar un instrumento para el análisis del PIU generalizado, constituyendo un primer aporte para siguientes investigaciones en torno a este constructo. Otro punto a remarcarse es que se consideró una teoría específica examinando la operacionalización de un constructo delimitado dentro de un marco conceptual como lo son los trabajos de Davis (2001) y Caplan (2002; 2007). La falta de investigaciones que partan de un constructo concreto así como su medición con

instrumento psicométricos ha sido señalada como una de las falencias en el área de la Psicología de Internet (e.g.; Howard & Jayne, 2015; Pontes et al., 2015). Las mencionadas faltas han sido el punto de partida al diseñar los objetivos de este trabajo. Finalmente, como ya se mencionó, se aporta evidencia sobre los postulados teóricos utilizados, tanto en lo referente a la dimensionalidad del PIU generalizado, como a su vínculo con la sintomatología psicopatológica, el bienestar psicológico, y el tiempo de uso de redes sociales.

Agradecimientos

Este trabajo se realizó con los subsidios de los proyectos UBACyT 20020190100045BA “Perfil psicológico del usuario de Internet y de las redes sociales. Análisis de las características de personalidad positivas y negativas desde un enfoque psicoléxico y variables psicológicas mediadoras” y UBACyT 20020170100064BA “Variables psicopatológicas y psicoeducativas en estudiantes universitarios. Un estudio instrumental y predictivo”.

Referencias

- Akhter, S., Islam, S. H., & Momen, N. (2020) Problematic Internet Use among university students of Bangladesh: The predictive role of age, gender, and loneliness. *Journal of Human Behavior in the Social Environment*. <https://doi.org/10.1080/10911359.2020.1784346>
- Assuncao, R. A., & Mena Matos, P. (2017). The Generalized Problematic Internet Use Scale 2: Validation and test of the model to Facebook use. *Journal of Adolescence*, *54*, 51-59. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2016.11.007>
- Barke, A., Nyenhuis, N., & Kroer-Herwig, B. (2014). The German Version of the Generalized Pathological Internet Use Scale 2: A Val-

- idation Study. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 17(7), 474-482. <https://doi.org/10.1089/cyber.2013.0706>
- Beard, K. W., & Wolf, E. M. (2001). Modification in the proposed diagnostic criteria for Internet addiction. *Cyberpsychology and Behavior*, 4, 377-383. <http://doi.org/10.1089/109493101300210286>
- Bentler, P. M., & Wu, E. J. C. (2012). *EQS 6.2 for Windows*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993) Alternative ways of assessing model fit. En Bollen K. A., Long J. S. (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Sage.
- Byrne, B. M. (2006). *Structural equation modeling with EQS. Basic concepts, applications, and programming (2nd ed.)*. Erlbaum.
- Caplan, S. E. (2002). Problematic Internet use and psychosocial well-being: development of a theory-based cognitive-behavioral measurement instrument. *Computers in Human Behavior*, 18, 553-575. [https://doi.org/10.1016/S0747-5632\(02\)00004-3](https://doi.org/10.1016/S0747-5632(02)00004-3)
- Caplan, S. E. (2003). Preference for Online Social Interaction. A Theory of Problematic Internet Use and Psychosocial Well-Being. *Communication Research*, 30, 625-648. <https://doi.org/10.1177/0093650203257842>
- Caplan, S. E. (2007). Relations among loneliness, social anxiety, and problematic internet use. *Cyberpsychology & Behavior*, 10(2), 234-242. <https://doi.org/10.1089/cpb.2006.9963>
- Caplan, S. E. (2010). Theory and measurement of generalized problematic Internet use: A two-step approach. *Computers in Human Behavior*, 26, 1089-1097. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2010.03.012>
- Casale, S., Primi, C., & Fioravanti, G. (2016). Generalized Problematic Internet Use Scale 2: update on the psychometric properties among Italian young adults. En G. Riva, B. K. Wiederhold, P. & Cipresso (Eds). *The Psychology of Social Networking: Personal Experience in Online Communities* (pp. 202-216). De Gruyter Open Sp.

- Caplan, S. E. (2010). Theory and measurement of generalized problematic Internet use: A two-step approach. *Computers in Human Behavior*, 26, 1089-1097. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2010.03.012>
- Carmines, E. G., & McIver, J.P. (1981). Analyzing models with unobservable variables. En Bohrnstedt, G., & Borgatta, E. (Eds.), *Social Measurement: Current Issues* (p. 65-115). Sage.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed.)*. LEA.
- Davis, R. A. (2001). A cognitive-behavioral model of pathological Internet use. *Computers in Human Behavior*, 17, 187-195. [https://doi.org/10.1016/S0747-5632\(00\)00041-8](https://doi.org/10.1016/S0747-5632(00)00041-8)
- de la Iglesia, G., & Castro Solano, A. (2019). Academic achievement of college students: The role of the positive personality model. *Problems of Education in the 21st Century*, 77(5), 572-583. <https://doi.org/10.33225/pec/19.77.572>
- Dominguez-Lara, S. (2018). Fiabilidad y alfa ordinal. *Actas Urológicas Españolas*, 42(2), 140-141. <https://doi.org/10.1016/j.acuro.2017.07.002>
- Elosúa, P., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de confiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=72720458>
- Fioravanti, G., Primi, C., & Casale, S. (2013). Psychometric Evaluation of the Generalized Problematic Internet Use Scale 2 in an Italian Sample. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 16(10), 761-766. <https://doi.org/10.1089/cyber.2012.0429>
- Gámez-Guadix, M. (2014). Depressive Symptoms and Problematic Internet Use Among Adolescents: Analysis of the Longitudinal Relationships from the Cognitive-Behavioral Model. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 17(11), 714-718 <https://doi.org/10.1089/cyber.2014.0226>
- Gámez-Guadix, M., Orue, I., & Calvete, E. (2013). Evaluation of the cognitive-behavioral model of generalized and problematic

- Internet use in Spanish adolescents. *Psicothema*, 25(3), 299-306. <https://doi.org/10.7334/psicothema2012.274>
- Gámez-Guadix, M., Villa-George, F. I., & Calvete, E. (2012). Measurement and analysis of the cognitive-behavioral model of generalized problematic Internet use among Mexican adolescents. *Journal of Adolescence*, 35, 1581-1591.
- González Caino, P., & Resett, S. (2020). Predicción del Trolling desde el sadismo y la adicción a Internet en jóvenes adultos de Buenos Aires. *Interacciones*, 6(3). <https://doi.org/10.24016/2020.v6n3.178>
- Hardt, J., & Gerbershagen, H. U. (2001). Cross-validation of the SCL-27: A short psychometric screening instrument for chronic pain patients. *European Journal of Pain*, 5(2), 187-197. <https://doi.org/10.1053/eujp.2001.0231>
- Howard, M. C., & Jayne, B. S. (2015). An analysis of more than 1,400 articles, 900 scales, and 17 years of research: The state of scales in cyberpsychology, behavior, and social networking. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 18, 181-187. <https://doi.org/cyber.2014.0418>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cut off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Huang, Y., Xub, L., Meia, L., Weia, Z., Wena, H., & Liua, D. (2020). Problematic Internet use and the risk of suicide ideation in Chinese adolescents: A cross-sectional analysis. *Psychiatry Research*. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112963>
- Jia, R., & Jia, H. H. (2009). Factorial validity of Problematic Internet Use Scales. *Computers in Human Behavior*, 25, 1335-1342. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2009.06.004>
- Keyes, C. L. (2005). Mental illness and/or mental health? Investigating axioms of the complete state model of health. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73(3), 539-548. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.73.3.539>

- Kirwan, G. (2010). Cyberpsychology: An overview of emerging research in emerging environments. *The Irish Journal of Psychology*, 31(1-2), 69-84. <https://doi.org/10.1080/03033910.2010.10446324>
- Kraut, R., Patterson, M., Lundmark, V., Kiesler, S., Mukopadhyay, T., & Scherlis, W. (1998). Internet paradox: A social technology that reduces social involvement and psychological well-being? *American Psychologist*, 53, 1017-1031. <https://doi.org/10.1037/10003-066x.53.9.10177>
- Laconi, S., Kaliszewska-Czeremskab, K., Tricard, N., Chabrol, H. & Kusse, D. J. (2018). The Generalized Problematic Internet Use Scale-2 in a French sample: Psychometric evaluation of the theoretical model. *L'Encéphale*, 44(3), 192-199. <https://doi.org/10.1016/j.encep.2017.09.001>
- Lanzillotti, A. I., & Korman, G. P. (2018). Conocimiento e identificación del cyberbullying por parte de docentes de Buenos Aires. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 78, 817-839. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=14057728007>
- Lupano Perugini, M. L., & Castro Solano, A. (2020). Normal and maladaptive personality traits as predictors of motives for social media use and its effects on well-being. *Psychological Reports*. <https://doi.org/10.1177/0033294120922495>
- Lupano Perugini, M. L., de la Iglesia, G., & Castro Solano, A. (2017). The Mental Health Continuum-Short Form (MHC-SF) in the Argentinean context: Confirmatory factor analysis and measurement invariance. *Europe's Journal of Psychology*, 13(1), 93-108. <https://doi.org/10.5964/ejop.v13i1.1163>
- Muthén, B., & Kaplan D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 171-189. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1985.tb00832.x>
- Pontes, H. M., Kuss, D., & Griffiths, M. (2015). Clinical psychology of Internet addiction: a review of its conceptualization, prevalence, neuronal processes, and implications for treatment. *Neuroscience & Neuroeconomics*, 4, 11-23. <https://doi.org/10.2147/NAN.S60982>

- Probiez, E., Gašuszka, A. I., & Gašuszka, A. (2020). Generalized Problematic Internet Use Scale 2: Results of Validation on Polish Sample. *IEEE Multidisciplinary Open Access Journal*, 8, 117615-117622. <https://doi.org/10.1109/ACCESS.2020.3004652>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514. <https://doi.org/10.1007/BF02296192>
- Sharmaa, P., Shakyaa, R., Singhb, S., & Singh Balharab, Y. P. (2020). An online survey of problematic internet use and its correlates among undergraduate medical students of Nepal. *Neurology, Psychiatry and Brain Research*, 37, 95-99. <https://doi.org/10.1016/j.npbr.2020.07.001>
- SPSS Inc. (2009). *PASW Statistics for Windows, Version 18.0*. SPSS Inc.
- Stevens, C., Zhang, E., Cherkerzian, S., Chen, J. A., & Liu, C. H. (2020). Problematic internet use/computer gaming among US college students: Prevalence and correlates with mental health symptoms. *Depression and Anxiety*, 1-10. <https://doi.org/10.1002/da.23094>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics. Sixth Edition*. Pearson.
- Zhaia, B., Lia, D., Lib, X., Liua, Y., Zhanga, J., Sunc, W., & Wangd, Y. (2020) Perceived school climate and problematic internet use among adolescents: Mediating roles of school belonging and depressive symptoms. *Addictive Behaviors*, 110. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2020.106501>

Recibido: 9 de abril de 2021
Revisado: 23 de enero de 2023
Aceptado: 2 de mayo de 2023