

## Propiedades psicométricas del Test de Adicción a Internet en estudiantes universitarios hondureños

Isabel Martínez-Álvarez<sup>1</sup>, María E. Brenlla<sup>2</sup>, Fátima Llamas-Salguero<sup>3</sup>,  
 Iris S. Pineda-Zelaya<sup>4</sup> y Sergio Hidalgo-Fuentes<sup>5</sup>

<sup>1</sup> Facultad de Ciencias de la Educación, Universidad a Distancia de Madrid (UDIMA), Madrid, España

<sup>2</sup> Facultad de Psicología y Ciencias de la Salud, Universidad a Distancia de Madrid (UDIMA), Madrid, España

<sup>3</sup> Facultad de Educación y Psicología, Universidad de Extremadura, Badajoz, España.

<sup>4</sup> Facultad de Ciencias de la Educación, Universidad Pedagógica Nacional Francisco Morazán, Atlántida, Honduras.

<sup>5</sup> Facultad de Psicología y Logopedia, Universidad de Valencia, Valencia, España.

### Psychometric properties of the Internet Addiction Test in Honduran university students

#### ABSTRACT

**Objective:** Internet addiction is associated with psychological problems and is considered a public health issue. This study arises from the need to investigate this field. The aim of this study was to examine the psychometric properties of the Spanish version of the Internet Addiction Test (IAT) in a sample of Honduran university students. **Method:** the sample included 791 university students. The study examined the factorial structure, internal consistency, and measurement invariance concerning gender. **Results:** the two-factor model of the IAT shows better psychometric properties compared to the one-factor model, obtaining high reliability. Additionally, the IAT demonstrated adequate configural, metric, scalar, and strict invariance between men and women. **Conclusions:** the results of this study support the reliability and validity of the IAT for examining internet addiction in Honduran university students.

**Keywords:** Internet addiction; IAT; behavioral addictions.

#### RESUMEN

**Objetivo:** La adicción a Internet se asocia con problemas psicológicos y se considera un problema de salud pública. Este estudio surge de la necesidad de investigar en este campo. Su objetivo es examinar las propiedades psicométricas de la versión española del Internet Addiction Test (IAT) en una muestra de estudiantes universitarios hondureños. **Método:** la muestra incluyó 791 estudiantes universitarios. Se examinó la estructura factorial, la consistencia interna y la invarianza de medición con relación al sexo. **Resultados:** el modelo de dos factores del IAT muestra mejores propiedades psicométricas en comparación con el modelo de un solo factor, obteniendo una alta fiabilidad. Adicionalmente, el IAT demostró una adecuada invarianza configural, métrica, escalar y estricta entre hombres y mujeres. **Conclusiones:** los resultados de este estudio respaldan la fiabilidad y validez del IAT para examinar la adicción a Internet en estudiantes universitarios hondureños.

**Palabras clave:** Adicción a Internet; IAT; adicciones comportamentales.

### Introducción

En la sociedad actual, centrada cada vez más en la tecnología, Internet se ha convertido en una herramienta in-

dispensable para la búsqueda de información, el acceso a diversas opciones de entretenimiento, el estudio y la realización de numerosas tareas, habiendo afectado de manera sustancial la forma mediante la que nos relacionamos y comunicamos (Firth et al., 2019). Aunque su utilización moderada no presenta efectos adversos, su uso excesivo e incontrolado, conocido como adicción a Internet (Young y De Abreu, 2010), se ha asociado a numerosos problemas como malestar emocional (Maia et al., 2020), consumo de

Recibido: 1 de octubre 2024; aceptado: 1 julio 2025.

Correspondencia: Sergio Hidalgo-Fuentes, Departamento de Psicología Básica. Facultad de Psicología y Logopedia. Universidad de Valencia, Av. Blasco Ibáñez, 21, 46010, Valencia, España. Correo: sergio.hidalgo@uv.es

sustancias (Sánchez-Fernández et al., 2023), conductas autolesivas (Duarte-Tánori et al., 2023), procrastinación académica (Hidalgo-Fuentes, 2022) y, en general, un menor bienestar (Cheng et al., 2018), lo que ha llevado a la Organización Mundial de la Salud a considerar el uso excesivo e incontrolado de Internet como un problema de salud pública (World Health Organization, 2015).

Un reciente meta-análisis estimó la prevalencia de la adicción a internet en el 14.2%, habiéndose incrementado de manera constante desde el año 2001 (Meng et al., 2022). La prevalencia de la adicción a internet es especialmente elevada entre estudiantes universitarios, un grupo de población entre los que también se ha observado un incremento en su prevalencia año tras año (Shao et al., 2018). Esta alta y creciente prevalencia y los numerosos problemas a los que se asocia la adicción a internet hacen necesario disponer de instrumentos que sean capaces de evaluar de forma precisa esta conducta. El Test de Adicción a Internet (IAT), desarrollado por Kimberly Young (1998), es el instrumento más utilizado a nivel global tanto con propósitos de investigación como en el ámbito clínico para examinar esta problemática (Moon et al., 2018). Herramientas como el IAT permiten a los profesionales de la salud mental identificar patrones de comportamiento digital que pueden afectar el funcionamiento diario de la persona, ayudando a detectar individuos en riesgo de desarrollar adicción a internet. Además, este tipo de evaluaciones facilita la toma de decisiones sobre el tipo de intervención más adecuado y las estrategias de seguimiento que puedan ser necesarias para abordar el problema de manera efectiva. El IAT ha sido validado en numerosas muestras de diferentes países como Francia (Khazaal et al., 2008), Alemania (Barke et al., 2012), Italia (Servidio, 2017), Polonia (Hawi et al., 2015), Irán (Ghassemzadeh et al., 2008), Grecia (Tsimtsiou et al., 2014), China (Lam et al., 2009), Sri Lanka (Ariyadasa et al., 2023), Indonesia (Siste et al., 2021), Israel (Sela et al., 2021), Portugal (Pontes et al., 2014), Colombia (Puerta-Cortés et al., 2012) o España (Fernández-Villa et al., 2015). Las propiedades psicométricas del IAT han demostrado ser apropiadas en personas de diferentes culturas, edades y perfiles clínicos, presentando una consistencia interna ( $\alpha$ ) entre .84 y .93 en diferentes grupos de población de diversos países (Moon et al., 2018). Aunque el IAT fue desarrollado como una escala unifactorial, las diversas validaciones que se han realizado con el paso de los años han encontrado estructuras alternativas de dos factores (Jelenchick et al., 2012), tres factores (Sung et al., 2014), cuatro factores (Ahmad et al., 2015), cinco factores (Chong Guan et al., 2012) y seis factores (Widyanto y McMurran, 2004). En las adaptaciones del IAT al español, la versión

validada en población española por Fernández-Villa et al. (2015) presentó una estructura de dos factores, mientras que la versión validada en población colombiana por Puerta-Cortés et al. (2012) presentó una estructura de tres factores.

Según la Comisión Nacional de Telecomunicaciones de Honduras, un total de 7.4 millones de hondureños son suscriptores de internet fijo o móvil (Telecomunicaciones CONATEL, 2023), lo que supone aproximadamente el 75% de su población. Aun así, y hasta nuestro conocimiento, no hay ninguna herramienta validada para la evaluación de la adicción a internet en Honduras. Es, por tanto, importante validar instrumentos para examinar esta problemática en el contexto hondureño, lo que permitiría, por una parte, examinar la adicción a internet en un país en el que el uso de esta tecnología está aumentando de manera importante en los últimos años y, por otra, facilitaría a los investigadores establecer comparaciones transculturales con otros países.

Por todo lo anterior, el objetivo del presente estudio fue examinar las propiedades psicométricas de la versión española del IAT en una muestra de estudiantes universitarios hondureños. Específicamente, se examinó la estructura factorial, la consistencia interna y la invarianza de medición en relación con el sexo. Adicionalmente, se examinó la validez convergente del IAT con el número de horas diarias estimadas de utilización de internet, así como con instrumentos que evalúan la adicción al smartphone y la procrastinación académica y, por último, la validez divergente con una prueba de resiliencia.

## Método

### *Participantes*

La muestra del presente estudio estuvo formada por 791 estudiantes (611 mujeres y 180 hombres) de la Universidad Pedagógica Nacional Francisco Morazán de Honduras. El rango de edad de los participantes osciló entre los 17 y 61 años, con una edad media de 26.29 años ( $SD = 8.02$ ).

### *Instrumentos*

Se incluyeron unos ítems sociodemográficos que incluían la edad, el sexo y el número de horas diarias de utilización de internet. El número de horas diarias de utilización de internet fue evaluado mediante la pregunta “¿Cuál es el número promedio de horas que pasas al día conectado a internet?”, que los participantes respondían sobre la siguiente escala tipo Likert: 1 = menos de 1 hora al día; 2 = 1 o 2 horas al día; 3 = 3 o 4 horas al día; 4 = más de 4 horas al día.

*Internet Addiction Test* (IAT, Young, 1998). Esta prueba está compuesta por 20 ítems acerca de la frecuencia de conductas relacionadas con el uso de internet que se responden mediante una escala Likert de seis puntos, desde 0 (nunca) hasta 5 (siempre). El rango de puntuación total de la escala oscila entre 0 y 100, indicando mayores puntuaciones un nivel más elevado de adicción a internet. En la presente investigación se utilizó la adaptación al español realizada por Fernández-Villa et al. (2015).

*Smartphone Addiction Scale-Short Version* (SAS-SV; Kwon et al., 2013). Esta prueba consta de 10 ítems que se puntúan en una escala Likert desde 1 (totalmente en desacuerdo) hasta 6 (totalmente de acuerdo). El rango de puntuaciones se encuentra entre 10 y 60, indicando una puntuación más elevada un mayor nivel de adicción al smartphone. En el presente estudio se utilizó la adaptación al español realizada por López-Fernández (2017), que presentó una fiabilidad de  $\alpha = .92$ .

*Academic Procrastination Scale-Short Form* (APS-SF; McCloskey, 2011). Esta prueba evalúa la procrastinación académica mediante cinco ítems valorados sobre una escala de tipo Likert de cinco puntos, desde 1 (total desacuerdo) a 5 (total acuerdo), indicando las puntuaciones más altas niveles superiores de procrastinación académica. Para la presente investigación se utilizó la adaptación española (Brando-Garrido et al., 2020). En esta investigación, la APS-SF presentó una consistencia interna de  $\alpha = .82$ .

*Brief Resilience Scale* (BRS; Smith et al., 2008). Esta escala está compuesta por seis ítems que se contestan mediante una escala Likert de 5 puntos, desde 1 (totalmente en desacuerdo) hasta 5 (totalmente de acuerdo). Puntuaciones más altas indican niveles superiores de resiliencia. Para el presente trabajo se utilizó la adaptación al español realizada por Rodríguez-Rey et al. (2016), que presentó una fiabilidad de  $\alpha = .70$ .

### *Procedimiento*

Se diseñó una encuesta en línea mediante Google Forms para recopilar los datos necesarios para el estudio que fue distribuida a los alumnos a través del correo electrónico durante los meses de mayo y junio de 2023. La participación era totalmente voluntaria y los estudiantes no recibieron ningún incentivo por participar en la investigación.

El estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Investigación de la Universidad Pedagógica Nacional Francisco Morazán con el número de referencia 2023-003. En la primera página del cuestionario, se proporcionó información sobre los objetivos del estudio y su ca-

rácter anónimo y voluntario. Los participantes debían otorgar su consentimiento informado antes de comenzar a responder las preguntas mediante un ítem específico antes de poder comenzar a contestar el cuestionario.

### *Análisis estadístico*

El estudio incluyó una etapa referida al análisis de las evidencias de validez de contenido y otra, en la que se analizaron las propiedades psicométricas del IAT en población universitaria hondureña.

En relación con el estudio de las evidencias de validez de contenido, se realizó un juicio de expertos en forma independiente y a ciegas. Los expertos fueron profesionales de la salud y la educación con residencia en Honduras. El juicio de expertos se define como una opinión informada de personas con trayectoria en el tema, que pueden brindar información, evidencia, juicios y valoraciones acerca del tema para los que son convocados (Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez, 2008). Teniendo en cuenta que el objetivo esencial fue analizar si la adaptación lingüística realizada en España es igualmente válida para el uso y costumbre del español en Honduras, los expertos evaluaron la claridad de los ítems -vale decir, si resultan claros, simples y comprensibles, si están elaborados con buena sintaxis y si su significado no es ambiguo- mediante un formulario digital en el que cada ítem fue juzgado en una escala de siete puntos desde 1 (nada claro) hasta 7 (muy claro). Para analizar los datos referidos al acuerdo entre evaluadores, se calculó el coeficiente V de Aiken respecto de la dimensión "claridad" (Penfield y Giacobbi, 2004) sobre la base de las respuestas brindadas por los expertos ( $N = 10$ ). El valor 1 es el máximo posible e indica un acuerdo perfecto entre evaluadores. Por ende, cuánto más se acerque el coeficiente a 1, será mayor el acuerdo entre jueces, lo que coadyuva a la validez de contenido (Aiken, 1985).

Para el análisis de las propiedades psicométricas, se tuvieron en cuenta los datos obtenidos de la muestra de estudiantes ( $N = 751$ ). En primer lugar, y con el objetivo de evaluar la validez de constructo, se realizaron análisis factoriales exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC). Para ello, se dividió la muestra al azar en dos subconjuntos, sobre los cuales se calcularon los análisis en forma independiente. En primer lugar, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE,  $n = 375$ ) ya que se pretendió identificar el número y composición de los factores comunes (variables latentes) necesarios para explicar la varianza común del conjunto de ítems analizado (Lloret-Segura et al., 2014). Para ello, se evaluó la distribución de los ítems (media, desviación típica, asimetría y curtosis) y se siguieron los criterios de George y Mallery (2009) para la

interpretación de los valores de asimetría y curtosis: entre  $\pm 1$  fueron considerados excelentes y los valores inferiores a  $\pm 2.0$ , como adecuados. Luego se calculó la correlación entre los diferentes ítems con el coeficiente  $r$  de Pearson. Debido a que los ítems se valoran en una escala seis puntos, se calcularon las matrices de correlaciones de Pearson para variables continuas (Ferrando et al., 2022), cuyo tamaño del efecto ( $r$ ) se valora de acuerdo con los criterios de Cohen (1988): pequeño (.10 –.29), mediano (.30 –.49) y grande ( $\geq .50$ ). A continuación, se calculó el test de esfericidad de Bartlett y el índice de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) procurando conocer si la matriz de correlaciones era apropiada para llevar a cabo un AFE. Una vez realizado el AFE, se procedió a profundizar en la estructura interna del inventario a través de la realización de un análisis factorial confirmatorio (AFC,  $n = 403$ ). Debido a la naturaleza ordinal de las variables se siguió el método de medias ponderadas de mínimos cuadrados (Gana y Broc, 2019) y se analizaron índices de ajuste de acuerdo con los criterios estándares: SRMR ( $\leq .05$ ), RMSEA ( $\leq .05$ ), CFI ( $\geq .90$ ), y la proporción global  $\chi^2/\text{gl}$ . Seguidamente, para obtener evidencias de la fiabilidad del inventario, se analizó la consistencia interna de los ítems mediante los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald, siguiendo el criterio propuesto por DeVellis (2016), según el cual, coeficientes superiores a .70 se consideran aceptables.

Para evaluar la invarianza de medida, se realizó un AFC multigrupo utilizando la muestra total, comparando modelos anidados correspondientes a niveles progresivos de invarianza. Se empezó examinando la invarianza configuracional y luego se añadieron restricciones de igualdad para evaluar la invarianza métrica, la escalar y la estricta (Putnick y Bornstein, 2016). Cuando la adición de restricciones de igualdad no reduce sustancialmente el ajuste del modelo, se apoya la invarianza en dicho nivel. La determinación del nivel de invarianza se hizo en base al criterio propuesto por Chen (2007), que señala como aceptables cambios menores de -.01 en el CFI y un aumento menor de .015 en el RMSEA respecto al nivel de varianza menos restrictivo.

Se evaluó el efecto suelo y efecto techo tanto para escala completa como para las diferentes subescalas, calculando el porcentaje de participantes que obtuvieron la mínima y máxima puntuación posible, respectivamente. Se considera que existe efecto suelo o techo si más del 15% de los participantes presenta cualquiera de las dos puntuaciones extremas de la prueba (McHorney y Tarlov, 1995).

Finalmente, la validez convergente del IAT se evaluó a través de su relación con la Smartphone Addiction Scale-Short Version y la Academic Procrastination Scale-Short

Form, mientras que la validez divergente se evaluó mediante su relación con la Brief Resilience Scale. Se utilizaron correlaciones bivariadas de Pearson para evaluar la relación del IAT con otras variables (DeVellis, 2016).

Los análisis estadísticos se realizaron con los programas Jamovi, SPSS y RStudio.

## Resultados

### Claridad de contenido

Para validar el contenido del cuestionario, los expertos consultados analizaron de forma independiente y crítica los ítems en base su claridad (ver Tabla 1). Para la interpretación se considera que valores mayores a 0.80 son válidos (Aiken, 1980).

Tabla 1. Juicio de expertos de la claridad de los ítems del IAT

Ítems del IAT	Claridad		
	V de Aiken	IC 99%	
IAT1	.90	.76	.96
IAT2	1.00	.90	1.00
IAT3	.92	.78	.97
IAT4	.97	.85	.99
IAT5	1.00	.90	1.00
IAT6	.92	.78	.97
IAT7	.98	.87	1.00
IAT8	.93	.80	.98
IAT9	.88	.74	.95
IAT10	.80	.64	.90
IAT11	.92	.78	.97
IAT12	.97	.85	.99
IAT13	.98	.87	1.00
IAT14	1.00	.90	1.00
IAT15	.83	.68	.92
IAT16	.95	.82	.99
IAT17	.92	.78	.97
IAT18	.92	.78	.97
IAT19	.92	.78	.97
IAT20	.93	.80	.98

Nota. IC: intervalo de confianza; IAT: Test de Adicción a Internet.

### Análisis factorial exploratorio

En primer lugar, se analizó si el tamaño muestral era adecuado para realizar un AFE. Según el criterio de Tinsley y Tinsley (1987), la proporción de participantes



por ítems debe ser al menos de 5:1, por lo que, dado que el IAT consta de 20 ítems y para realizar el AFE se trabajó con una muestra de 375 casos seleccionados al azar del total de la muestra (mujeres = 77%; edad,  $M = 26,81$ ,  $DT = 8,03$ ), se superó ampliamente el número mínimo exigido. Asimismo, los datos de asimetría y curtosis de los ítems mostraron una distribución aproximadamente normal según el criterio de George y Mallery (2009).

Una vez asegurado que la distribución de las puntuaciones y el número de participantes resultaban apropiados, se constató si los datos eran adecuados para el AFE. Para ello, se analizó el patrón de correlaciones entre los ítems del IAT, donde se observaron coeficientes positivos, significativos y con potencia del efecto grande entre 63 pares de ítems; con potencia del efecto mediano entre 97 pares ítems y, el resto, con correlaciones también significativas, aunque con tamaños del efecto pequeño. El análisis de esfericidad de Bartlett fue significativo ( $\chi^2(190) = 4164,05$ ;  $p < .001$ ) y el KMO fue de .95. Este valor señala una matriz de correlaciones excelente de acuerdo con el criterio de Kaiser.

Sobre la base de los datos de normalidad, para la estimación de factores se realizó un AFE con el método de

extracción máxima verosimilitud (MV) sugerido para casos en que los ítems tienen un número suficiente de categorías de respuesta (5 o más) y presentan normalidad (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010) y rotación oblimin directa debido a las recomendaciones actuales para este tipo de datos (Lloret-Segura et al., 2014).

Se incluyeron las puntuaciones totales de los 20 ítems del IAT. El objetivo fue analizar toda la varianza, común y no común, en los datos observados. Un primer análisis mostró que se podían extraer tres factores, pero esta solución fue desestimada debido a que el tercer factor estaba formado por tres ítems y solo uno de ellos saturaba con un valor superior a 0.35; además, el ítem 4 (“¿Con qué frecuencia entabla nuevas amistades con otros usuarios de internet?”) no cargaba en ningún factor lo que llevó a su eliminación. En la Tabla 2 se muestran las cargas factoriales de los 19 ítems agrupados en los dos primeros factores. Esta solución explicó el 49.39 % de la varianza de las puntuaciones; el primer factor -compuesto por 11 ítems con cargas factoriales que oscilaron entre 0.35 y 0.82-, explicó el 29.68% de la varianza y, el segundo factor -que incluyó 8 ítems, con saturaciones entre 0.35 y 0.80- el 19.70% mientras que, la correlación entre ambos factores fue de 0.79. En

Tabla 2. Ítems correspondientes a cada factor (AFE)

Ítem	Media	Desviación Típica	Asimetría	Curtosis	Correlación ítem-total	Alfa sin el ítem	Carga factorial	
							Factor 1°	Factor 2°
IAT3	1.22	1.61	1.10	-0.04	.52	.94	0.35	
IAT10	1.74	1.62	0.48	-0.98	.70	.93	0.62	
IAT11	1.51	1.45	0.70	-0.37	.70	.93	0.71	
IAT12	1.49	1.55	0.72	-0.60	.68	.93	0.74	
IAT13	1.19	1.45	1.09	0.13	.67	.93	0.43	
IAT14	1.91	1.64	0.41	-1.02	.69	.93	0.76	
IAT15	1.31	1.41	0.89	-0.15	.76	.93	0.74	
IAT16	2.08	1.63	0.27	-1.09	.68	.93	0.82	
IAT18	1.54	1.54	0.65	-0.69	.73	.93	0.50	
IAT19	1.73	1.67	0.51	-1.03	.70	.93	0.73	
IAT20	1.13	1.44	1.11	0.19	.76	.93	0.70	
IAT1	3.13	1.32	-0.46	-0.28	.38	.94		0.50
IAT2	1.92	1.31	0.24	-0.55	.64	.94		0.55
IAT5	1.64	1.51	0.61	-0.65	.60	.94		0.69
IAT6	1.57	1.43	0.59	-0.66	.72	.93		0.77
IAT7	2.04	1.53	0.36	-0.80	.41	.94		0.35
IAT8	1.46	1.48	0.77	-0.42	.72	.93		0.80
IAT9	1.31	1.50	0.85	-0.47	.67	.94		0.55
IAT17	2.16	1.54	0.14	-1.02	.56	.94		0.35
Varianza explicada							29.68%	19.70%

Nota. AFE: análisis factoriales exploratorio; IAT: Internet Addiction Test.

términos de contenido de cada factor, el primero agrupa ítems que, a semejanza de la versión española (Fernández Villa et al., 2015), se centran fundamentalmente en aspectos emocionales y cognitivos del uso de internet, y al que se ha denominado “Dependencia emocional y obsesión por internet”(p.ej., el ítem 3: ¿Con qué frecuencia prefieres la emoción que te proporciona internet a intimar con tu pareja?; el ítem 12: ¿Con qué frecuencia temes que tu vida sin internet sería aburrida, vacía y carente de felicidad? o el ítem 15: ¿Con qué frecuencia te obsesionas con internet cuando no estás conectado?).

El segundo factor, está compuesto por ítems que refieren al tiempo dedicado y las consecuencias negativas del uso de internet en las acciones cotidianas por lo que podría llamarse “Gestión del tiempo y consecuencias negativas”. Son ejemplo de este factor el ítem 2: ¿Con qué frecuencia dejas las labores del hogar por estar conectado a internet? o el ítem 6: ¿Con qué frecuencia se ve perjudicado tu rendimiento académico por el tiempo pasado en internet?

Por último, las correlaciones ítem-total oscilaron entre .38 y .76, por lo que no se hacía aconsejable la eliminación de ningún ítem adicional (Tabachnick y Fidell, 2014).

#### *Análisis factorial confirmatorio*

Después de realizar el AFE se procedió a probar distintos modelos de AFC en la submuestra compuesta por 403 estudiantes (mujeres, 79%, edad,  $M = 26,94$ ,  $DT = 7,81$ ). Para ello, se siguió la estrategia llevada a cabo para la adaptación española del IAT (Fernández-Villa et al., 2015). El Modelo 1 incluyó los 20 ítems en un solo factor; el Modelo 2, los 19 ítems extraídos según el AFE, pero en un solo factor; el Modelo 3, los 19 ítems agrupados en los dos factores correlacionados, pero sin considerar covarianzas entre los ítems y, el Modelo 4, que repite la estructura del modelo precedente, pero considerando la covarianza a través del análisis de los índices de modificación. Como se observa en la Tabla 3, el modelo

de dos factores relacionados considerando los índices de modificación (IM) presente un muy buen ajuste, tanto el referido a los índices de ajuste absoluto como los de ajuste incremental. La decisión de incluir las covarianzas entre ítems obedeció a que éstas guardan relación lógica con los antecedentes teóricos y empíricos del IAT. En particular, se incluyeron las covariaciones entre los ítems 9 y 19, los ítems 7, 12 y 18 con el ítem 8, y los ítems 15 y 16 con el ítem 14 (ver Figura 1).

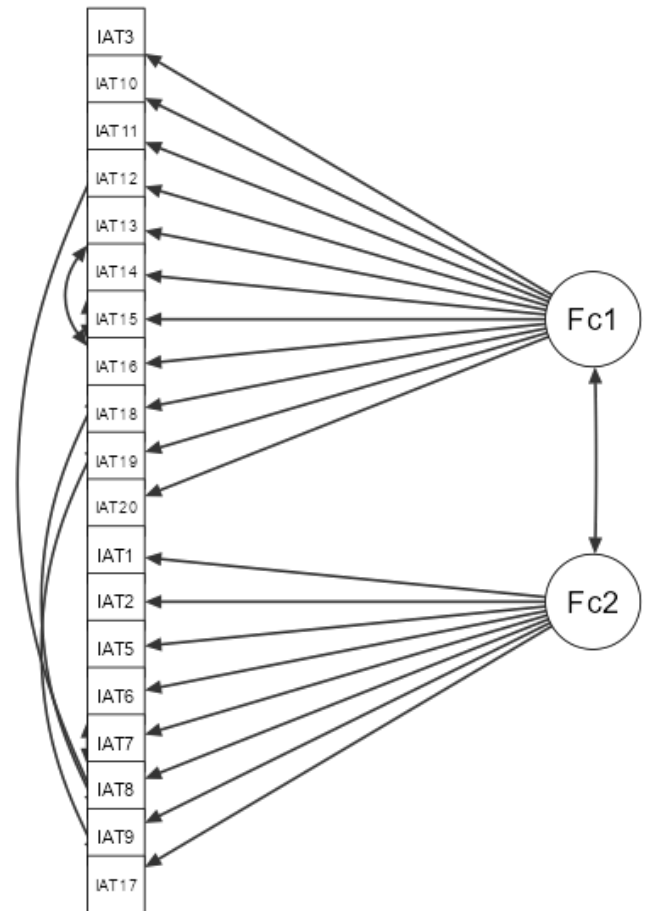


Figura 1. Modelo de dos factores (con IM)

Nota. IM: índices de modificación; IAT: Internet Addiction Test.

Tabla 3. Comparación de los Índices de bondad de ajuste obtenidos mediante AFC

Modelo	Ítems	Factores	$\chi^2$	gl	$\chi^2/\text{gl}$	RMSEA (90%IC)	CFI	TLI
1	20	1	768.21	170	4.51	.093 (.087-.100)	.860	.843
2	19	1	704.35	152	4.63	.095 (.088 – .102)	.866	.849
3 (Sin IM)	19	2	643.08	151	4.25	.090 (.083 – .097)	.880	.097
4 (Con IM)	19	2	416.62	143	2.91	.069 (.061 – .077)	.933	.920

Nota. AFC: análisis factorial confirmatorio; IM: índices de modificación;  $\chi^2$ : chi cuadrado; gl: grados de libertad; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation; CFI: Comparative Fit Index; TLI: Tucker-Lewis Index.

Tabla 4. Resultados de las pruebas de invarianza de la medición del IAT en función del sexo

	$\chi^2$	gl	<i>p</i>	CFI	$\Delta$ CFI	RMSEA	$\Delta$ RMSEA
Configural	1046.43	290	<.001	.908		.081	
Métrica	1062.80	307	<.001	.908	<.0001	.079	-.0023
Escalar	1080.99	324	<.001	.908	-.0001	.077	-.0020
Estricta	1126.58	343	<.001	.904	-.0032	.076	-.0009

*Nota.* CFI: comparative fit index;  $\Delta$ CFI: diferencia del CFI respecto al modelo anterior; RMSEA: root mean square error of approximation;  $\Delta$ RMSEA: diferencia del RMSEA respecto al modelo anterior.

### *Fiabilidad, invarianza, efecto suelo y techo y validez convergente y divergente*

El IAT presentó una fiabilidad global de  $\alpha = .94$  y  $\omega = .94$ . Por su parte el Factor 1 mostró una fiabilidad de  $\alpha = .92$  y  $\omega = .92$  y el Factor 2 de  $\alpha = .84$  y  $\omega = .84$ , superando ampliamente en todos los casos el criterio de .70 propuesto por DeVellis (2016). En relación con el índice  $\alpha$  si se elimina el ítem (Tabla 2), se observa que la supresión de ninguno de los ítems aumentaría la consistencia interna de la prueba, lo que justifica su inclusión en la versión final del IAT.

Como puede observarse en la Tabla 4, los cambios del CFI y del RMSEA, inferiores a los puntos de corte propuestos por Chen (2007), sugieren que la invarianza configural, métrica, escalar y estricta se mantiene entre hombres y mujeres.

No se observaron efectos de suelo ni techo en la puntuación total del IAT, ya que solo el 0,8% y el 0,6% de los participantes obtuvieron una puntuación de 0 (mínima) o 100 (máxima), respectivamente. En el caso de las subescalas, tampoco se encontraron efectos suelo y techo, ya que en el Factor 1 el porcentaje de participantes que presentaron las puntuaciones mínima y máxima fue del 6.2% y 0.8% respectivamente, mientras que para el factor 2 el 1.1% de los participantes obtuvieron la puntuación mínima y el 0.9% la máxima.

Tabla 5. Coeficientes de correlación entre la puntuación total del IAT y el SAS-SV, APS-SF, BRS y número de horas diarias utilizando internet

Variables	<i>r</i>	IC 95%	<i>p</i>
SAS-SV	.79	[.76;.82]	**
APS-SF	.54	[.48;.58]	**
BRS	-.25	[-.32;-.19]	**
Horas diarias utilizando el smartphone	-.02	[-.09;.05]	

*Nota.* SAS-SV: Smartphone Addiction Scale – Short Version; APS-SF: Academic Procrastination Scale – Short Form; BRS: Brief Resilience Scale; *r*: correlación de Pearson; IC 95%: intervalo de confianza al 95%; *p*: nivel de significación; \*\**p* < .01.

Por último, el análisis de correlaciones mostró que la puntuación total del IAT presentó correlaciones significativas de signo positivo con las puntuaciones totales del Smartphone Addiction Scale-Short Version y Academic Procrastination Scale-Short Form y una correlación significativa de signo negativo con la puntuación total de la Brief Resilience Scale (ver Tabla 5). Sin embargo, el IAT no mostró correlación estadísticamente significativa con el número de horas de utilización diaria de internet declaradas por los participantes.

### **Discusión**

El objetivo del presente trabajo fue evaluar las propiedades psicométricas del IAT en estudiantes universitarios hondureños. A pesar de ser la prueba más utilizada para examinar la adicción a internet en todo el mundo (Moon et al., 2018), hasta nuestro conocimiento esta es la primera ocasión en que se examinan sus cualidades psicométricas en Honduras.

Con respecto a la validez estructural, los resultados del EFA sugirieron un modelo de dos factores (“Dependencia emocional y obsesión por internet” y “Gestión del tiempo y consecuencias negativas”) del IAT con 19 ítems y una varianza total explicada del 49.38%. Seguidamente, en el CFA, comparamos este modelo de dos factores con la versión original del IAT con un solo factor de 20 ítems originales y otra versión unifactorial de 19 ítems. Los análisis revelaron que el IAT de dos factores muestra mejores propiedades psicométricas que el modelo de un solo factor. La fiabilidad de nuestro modelo de dos factores del IAT fue examinada mediante los coeficientes Alfa de Cronbach y Omega de McDonald, cuyos resultados respaldan la fiabilidad del instrumento en el contexto estudiado. Otro resultado importante es que el IAT demostró una adecuada invarianza configural, métrica, escalar y estricta entre hombres y mujeres. Esto sugiere que las diferencias observadas en las puntuaciones del IAT entre hombres y mujeres en esta población universitaria son reflejo de diferencias reales en el constructo medido, y no de variaciones en la forma en que la prueba se aplica a cada grupo.

En cuanto a la validez convergente, la puntuación total del IAT presentó una correlación positiva de magnitud elevada con la puntuación del SAS-SV. A pesar de la importancia de distinguir entre la adicción a internet y la adicción al smartphone, numerosos estudios han identificado cierto grado de superposición entre estos dos constructos (Meng et al., 2022; Sánchez-Fernández et al., 2024). Adicionalmente, un reciente meta-análisis realizado por Méndez et al. (2024) encontró similitudes neuroanatómicas relacionadas con el deterioro en las funciones ejecutivas y el procesamiento de recompensas entre adolescentes y jóvenes que presentan adicción a internet y adicción al smartphone. La puntuación total del IAT también presentó una correlación positiva, estadísticamente significativa, y de intensidad moderada con la procrastinación académica, lo que concuerda con los hallazgos de numerosos estudios, que han presentado evidencias de la asociación entre ambas variables (Aznar-Díaz et al., 2020; Gong et al., 2021). La asociación entre la procrastinación académica y la adicción a internet puede explicarse siguiendo el modelo de “uso compensatorio de internet” (Kardefelt-Winther, 2014), según el cual el uso excesivo y patológico de internet puede entenderse como una estrategia de afrontamiento desadaptativa para hacer frente a situaciones estresantes como podría ser el caso de determinadas tareas y obligaciones académicas. Por el contrario, no se ha encontrado una correlación estadísticamente significativa entre la puntuación total del IAT y el número de horas estimadas por los participantes de uso diario de internet.

Aunque diversos estudios han encontrado una relación positiva entre el tiempo de uso de internet y la adicción a internet (Hassan et al., 2020; Zenebe et al., 2021), otros estudios apuntan a que solo el tiempo en internet dedicado a propósitos recreativos sería un factor de riesgo, no encontrando relación con las horas online dedicadas a actividades de aprendizaje o de trabajo (Aznar-Díaz et al., 2020; López-Fernández et al., 2013). En este sentido, diversos estudios han señalado que la relación entre el uso de internet y el riesgo de adicción depende en gran medida del tipo de actividad realizada en línea. Una revisión meta-analítica reciente encontró que la prevalencia varía considerablemente entre los distintos subtipos de adicción digital: 26.99 % para adicción al smartphone, 17.42 % para redes sociales, 14.22 % para uso general de internet, 8.23 % para cibersexo y 6.04 % para videojuegos, lo que refuerza la necesidad de diferenciar entre los tipos de uso en las evaluaciones clínicas y de investigación (Meng et al., 2022).

Dada la transformación digital que ha experimentado la educación, especialmente a nivel universitario, como consecuencia de la pandemia de COVID-19 (Dwivedi et

al., 2020), los estudiantes están recurriendo cada vez más a internet para llevar a cabo sus estudios. Al no haber evaluado los usos específicos de internet, es posible que el tiempo de utilización reportado por los participantes esté haciendo referencia principalmente a actividades académicas, lo que explicaría la no correlación con la adicción a internet. Otra explicación alternativa, es que la evaluación mediante autorreporte del tiempo de uso de internet suele ser de una precisión baja y solo correlacionar débil o moderadamente con el tiempo de uso real (Parry et al., 2021). En cuanto a la validez divergente, la puntuación total del IAT presentó una correlación negativa, de intensidad moderada, con la resiliencia. Este resultado coincide con el de un reciente meta-análisis realizado por Hidalgo-Fuentes et al. (2023), que también encontró una asociación negativa entre ambas variables. La resiliencia, entendida como la capacidad de adaptarse positivamente a dificultades, y recuperarse de situaciones adversas, estresantes o traumáticas (Luthar et al., 2000), se ha mostrado como un factor protector, no solo de la adicción a internet, sino de diversas adicciones a sustancias y comportamentales (Ji et al., 2022; Tudehope et al., 2022). Dado que el estrés es considerado un factor importante en el desarrollo y mantenimiento de la adicción a internet (Brand et al., 2016), y que internet puede ser utilizado en ocasiones como una estrategia de afrontamiento desadaptativa para superar situaciones estresantes (Kardefelt-Winther, 2014), una alta resiliencia puede disminuir la necesidad de utilizar internet para mitigar el estrés.

Asimismo, se encontró que no había efectos de suelo ni de techo ya que el porcentaje de participantes que presentaron la menor y mayor puntuación no superaron el umbral del 15% (McHorney y Tarlov, 1995). Esto es indicativo de una adecuada sensibilidad de la prueba para discriminar entre diferentes niveles del constructo evaluado.

A pesar de que el presente estudio proporciona hallazgos valiosos sobre las características psicométricas del IAT en población universitaria de Honduras, no está exento de limitaciones que deben ser tenidas en cuenta a la hora de interpretar sus resultados. En primer lugar, los participantes fueron reclutados mediante un muestreo por conveniencia, por lo que la generalización de los resultados debe hacerse con precaución. Futuros estudios se beneficiarían de hacer uso de muestreos probabilísticos. En segundo lugar, todas las pruebas utilizadas son de autorreporte, por lo que no se puede excluir la posibilidad de sesgos en las respuestas de los participantes, aunque el carácter anónimo y voluntario de la encuesta disminuye este riesgo (Dodou y de Winter, 2014). En tercer lugar, aunque se ha evaluado el tiempo que los participantes pasaban en internet, no se han considerado



los usos específicos que le daban a esta tecnología, por lo que futuros estudios deberían evaluar las actividades específicas que llevan a cabo los universitarios, para evaluar su impacto en la adicción a internet. En cuarto lugar, aunque este estudio proporciona evidencias sobre la validez y fiabilidad del IAT en el contexto actual, es importante considerar que el IAT fue desarrollado en 1998, cuando el acceso y los patrones de uso de internet eran significativamente diferentes. Por lo tanto, aunque el IAT sigue siendo una herramienta útil para evaluar la adicción generalizada a internet, su aplicación podría enriquecerse si se complementa con instrumentos más recientes que permitan explorar de manera más precisa el comportamiento digital contemporáneo, así como adicciones específicas como las relacionadas con las redes sociales, los videojuegos o el uso excesivo de plataformas de streaming, entre otras. Por último, en este estudio no se evaluó la fiabilidad test-retest. Posteriores estudios deberían examinar la fiabilidad test-retest del IAT en población hondureña para garantizar la consistencia temporal de la prueba en este contexto.

En general, los resultados del presente estudio respaldan la fiabilidad y validez del IAT para examinar la adicción a internet en estudiantes universitarios de Honduras. Hasta nuestro conocimiento, este es el primer estudio examinando las propiedades psicométricas de una herramienta diseñada para evaluar la adicción a internet en Honduras, por lo que dada la alta prevalencia de la adicción a internet y las numerosas consecuencias negativas con las que se asocia, sería deseable que se incrementara el número de nuevas investigaciones en este contexto, así como de nuevos estudios transculturales. Además, dada la creciente prevalencia de la adicción a internet entre adolescentes y jóvenes, especialmente en entornos educativos, la adopción de instrumentos como el IAT por parte de las instituciones educativas podría tener importantes implicaciones para la salud pública, promoviendo la detección temprana del uso problemático de internet, fomentando hábitos digitales más saludables y contribuyendo a la mejora de la salud mental de sus estudiantes.

### Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

### Referencias

Ahmad, M., Alzayyat, A., & Al-Gamal, E. (2015). The factor structure of the Internet Addiction Tool with university students in Jordan. *Issues in Mental Health Nursing*, 36(9), 725-731. <https://doi.org/10.3109/01612840.2015.1033041>

Aiken, L. R. (1985). Three coefficients for analyzing the reliability and validity of ratings. *Educational and Psychological Measurement*, 45(1), 131-142. <https://doi.org/10.1177/0013164485451012>

Ariyadasa, G., De Silva, C., Gamagedara, N., & Ambagahawita, A. (2023). Adaptation, Translation, and Validation of Internet Addiction Test (IAT) to Detect Internet Addiction Disorder among 15-19-Year-Old Adolescents in Colombo District, Sri Lanka. *American Journal of Interdisciplinary Research and Innovation*, 1(3), 24-33. <https://doi.org/10.54536/ajiri.v1i3.864>

Aznar-Díaz, I., Romero-Rodríguez, J. M., García-González, A., & Ramírez-Montoya, M. S. (2020). Mexican and Spanish university students' Internet addiction and academic procrastination: Correlation and potential factors. *PloS One*, 15(5), e0233655. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0233655>

Barke, A., Nyenhuis, N., & Kröner-Herwig, B. (2012). The German version of the internet addiction test: a validation study. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 15(10), 534-542. <https://doi.org/10.1089/cyber.2011.0616>

Brand, M., Young, K. S., Laier, C., Wölfling, K., & Potenza, M. N. (2016). Integrating psychological and neurobiological considerations regarding the development and maintenance of specific Internet-use disorders: An Interaction of Person-Affect-Cognition-Execution (I-PACE) model. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 71, 252-266. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2016.08.033>

Brando-Garrido, C., Montes-Hidalgo, J., Limonero, J. T., Gómez-Romero, M. J., y Tomás-Sábado, J. (2020). Procrastinación académica en estudiantes de enfermería. Adaptación española de la Academic Procrastination Scale-Short Form (APS-SF). *Enfermería Clínica*, 30(6), 371-376. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2020.02.018>

Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>

Cheng, C., Cheung, M. W. L., & Wang, H. Y. (2018). Multinational comparison of internet gaming disorder and psychosocial problems versus well-being: Meta-analysis of 20 countries. *Computers in Human Behavior*, 88, 153-167. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2018.06.033>

Chong Guan, N., Isa, S. M., Hashim, A. H., Pillai, S. K., & Harbajan Singh, M. K. (2012). Validity of the Malay Version of the Internet Addiction Test. *Asia Pacific Journal of Public Health*, 27(2), NP2210-NP2219. <https://doi.org/10.1177/1010539512447808>

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2<sup>nd</sup> ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203771587>

DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and Applications* (4<sup>th</sup> ed.). SAGE Publications

Duarte-Tánori, K. G., Vera-Noriega, J. Á., y Fregoso-Borrego, D. (2023). Apego a los padres, a los iguales y adicción a internet en la relación entre depresión y autolesión en adolescentes mexicanos. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 28(1), 39-50. <https://doi.org/10.5944/rppc.31795>

Dwivedi, Y. K., Hughes, D. L., Coombs, C., Constantiou, I., Duan, Y., Edwards, J. S., Gupta, B., Lal, B., Misra, S., Prashant, P., Raman, R., Rana, N. P., Sharma, S. K., & Upadhyay, N. (2020). Impact of COVID-19 pandemic on information management

- research and practice: Transforming education, work and life. *International Journal of Information Management*, 55, 102211. <https://doi.org/10.1016/j.ijinfomgt.2020.102211>
- Dodou, D., & de Winter, J. C. (2014). Social desirability is the same in offline, online, and paper surveys: A meta-analysis. *Computers in Human Behavior*, 36, 487-495. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.04.005>
- Escobar-Pérez, J., y Cuervo-Martínez, Á. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: Una aproximación a su utilización. *Avances en medicina*, 6(1), 27-36.
- Fernández-Villa, T., Molina, A. J., García-Martín, M., Llorca, J., Delgado-Rodríguez, M., & Martín, V. (2015). Validation and psychometric analysis of the Internet Addiction Test in Spanish among college students. *BMC Public Health*, 15(1), 1-9. <https://doi.org/10.1186/s12889-015-2281-5>
- Ferrando, P. J., y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A., y Muñiz, J. (2022). Decálogo para el Análisis Factorial de los Ítems de un Test. *Psicothema*, 34(1), 7-17. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- Firth, J., Torous, J., Stubbs, B., Firth, J. A., Steiner, G. Z., Smith, L., Alvarez-Jimenez, M., Gleeson, J., Vancampfort, D., Armitage, C. J., & Sarris, J. (2019). The “online brain”: How the Internet may be changing our cognition. *World Psychiatry*, 18(2), 119-129. <https://doi.org/10.1002/wps.20617>
- Gana, K., & Broc, G. (2019). *Structural equation modeling with Lavaan*. John Wiley & Sons.
- George, D., & Mallery, P. (2019). *IBM SPSS statistics 26 step by step: A simple guide and reference*. Routledge.
- Ghassemzadeh, L., Shaharay, M., & Moradi, A. (2008). Prevalence of Internet addiction and comparison of Internet addicts and non-addicts in Iranian high schools. *CyberPsychology & Behavior*, 11(6), 731-733. <https://doi.org/10.1089/cpb.2007.0243>
- Gong, Z., Wang, L., & Wang, H. (2021). Perceived stress and internet addiction among Chinese college students: Mediating effect of procrastination and moderating effect of flow. *Frontiers in Psychology*, 12, 632461. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.632461>
- Hawi, N. S., Blachnio, A., & Przepiorka, A. (2015). Polish validation of the internet addiction test. *Computers in Human Behavior*, 48, 548-553. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.01.058>
- Hassan, T., Alam, M. M., Wahab, A., & Hawlader, M. D. (2020). Prevalence and associated factors of internet addiction among young adults in Bangladesh. *Journal of the Egyptian Public Health Association*, 95, 1-8. <https://doi.org/10.1186/s42506-019-0032-7>
- Hidalgo-Fuentes, S. (2022). Uso problemático de Internet y procrastinación en estudiantes: Un meta-análisis. *European Journal of Education*, 15(1), 1-18. <https://doi.org/10.32457/ejep.v15i1.1815>
- Hidalgo-Fuentes, S., Martí-Vilar, M., & Ruiz-Ordóñez, Y. (2023). Problematic internet use and resilience: A systematic review and meta-analysis. *Nursing Reports*, 13(1), 337-350. <https://doi.org/10.3390/nursrep13010032>
- Jelenchick, L. A., Becker, T., & Moreno, M. A. (2012). Assessing the psychometric properties of the Internet Addiction Test (IAT) in US college students. *Psychiatry Research*, 196(2-3), 296-301. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2011.09.007>
- Ji, Y., Yin, M. X. C., Zhang, A. Y., & Wong, D. F. K. (2022). Risk and protective factors of Internet gaming disorder among Chinese people: A meta-analysis. *Australian & New Zealand Journal of Psychiatry*, 56(4), 332-346. <https://doi.org/10.1177/00048674211025703>
- Kardefelt-Winther, D. (2014). A conceptual and methodological critique of internet addiction research: Towards a model of compensatory internet use. *Computers in Human Behavior*, 31, 351-354. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2013.10.059>
- Khazaal, Y., Billieux, J., Thorens, G., Khan, R., Louati, Y., Scarlatti, E., Theintz, F., Lederrey, J., Van Der Linden, M., & Zullino, D. (2008). French Validation of the Internet Addiction Test. *CyberPsychology & Behavior*, 11(6), 703-706. <https://doi.org/10.1089/cpb.2007.0249>
- Kwon, M., Kim, D. J., Cho, H., & Yang, S. (2013). The smartphone addiction scale: Development and validation of a short version for adolescents. *PloS One*, 8(12), e83558. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0083558>
- Lam, L. T., Peng, Z. W., Mai, J. C., & Jing, J. (2009). Factors associated with Internet addiction among adolescents. *Cyberpsychology & Behavior*, 12(5), 551-555. <https://doi.org/10.1089/cpb.2009.0036>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- López-Fernández, O. (2017). Short version of the Smartphone Addiction Scale adapted to Spanish and French: Towards a cross-cultural research in problematic mobile phone use. *Addictive Behaviors*, 64, 275-280. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2015.11.013>
- López-Fernández, O., Freixa-Blanxart, M., & Honrubia-Serrano, M. L. (2013). The problematic internet entertainment use scale for adolescents: prevalence of problem internet use in Spanish high school students. *CyberPsychology, Behavior, and Social Networking*, 16(2), 108-118.
- Luthar, S. S., Cicchetti, D., & Becker, B. (2000). The construct of resilience: A critical evaluation and guidelines for future work. *Child development*, 71(3), 543-562. <https://doi.org/10.1111/1467-8624.00164>
- Maia, B. R., Marques, M., Pereira, A. T., & Macedo, A. (2020). Internet use patterns and the relation between generalized problematic internet use and psychological distress in Portuguese university students. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 25(1), 31-39. <https://doi.org/10.5944/rppc.25324>
- McHorney, C. A., & Tarlov, A. R. (1995). Individual-patient monitoring in clinical practice: Are available health status surveys adequate? *Quality of Life Research*, 4(4), 293-307. <https://doi.org/10.1007/BF01593882>
- McCloskey, J. D. (2011). *Finally, my thesis on academic procrastination* [Master's thesis, The University of Texas at Arlington]. <http://hdl.handle.net/10106/9538>
- Méndez, M. L., Padrón, I., Fumero, A., & Marrero, R. J. (2024). Effects of Internet and Smartphone Addiction on Cognitive

- Control in adolescents and young adults: A systematic review of fMRI studies. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 159, 105572. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2024.105572>
- Meng, S.-Q., Cheng, J.-L., Li, Y.-Y., Yang, X.-Q., Zheng, J.-W., Chang, X.-W., Shi, Y., Chen, Y., Lu, L., Sun, Y., Bao, Y.-P., & Shi, J. (2022). Global prevalence of digital addiction in general population: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 92, 102128. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2022.102128>
- Moon, S. J., Hwang, J. S., Kim, J. Y., Shin, A. L., Bae, S. M., & Kim, J. W. (2018). Psychometric properties of the Internet Addiction Test: A systematic review and meta-analysis. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 21(8), 473-484. <https://doi.org/10.1089/cyber.2018.0154>
- Parry, D. A., Davidson, B. I., Sewall, C. J., Fisher, J. T., Mieczkowski, H., & Quintana, D. S. (2021). A systematic review and meta-analysis of discrepancies between logged and self-reported digital media use. *Nature Human Behaviour*, 5(11), 1535-1547. <https://doi.org/10.1038/s41562-021-01117-5>
- Penfield, R. D., & Giacobbi, Jr, P. R. (2004). Applying a score confidence interval to Aiken's item content-relevance index. *Measurement in Physical Education and Exercise science*, 8(4), 213-225. [https://doi.org/10.1207/s15327841mpee0804\\_3](https://doi.org/10.1207/s15327841mpee0804_3)
- Pontes, H. M., Patão, I. M., & Griffiths, M. D. (2014). Portuguese validation of the Internet Addiction Test: An empirical study. *Journal of Behavioral Addictions*, 3(2), 107-114. <https://doi.org/10.1556/jba.3.2014.2.4>
- Puerta-Cortés, D. X., Carbonell, X., y Chamarro, A. (2012). Análisis de las propiedades psicométricas de la versión en español del Internet Addiction Test. *Trastornos Adictivos*, 14(4), 99-104. [https://doi.org/10.1016/S1575-0973\(12\)70052-1](https://doi.org/10.1016/S1575-0973(12)70052-1)
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Rodríguez-Rey, R., Alonso-Tapia, J., & Hernansaiz-Garrido, H. (2016). Reliability and validity of the brief resilience scale (BRS) Spanish version. *Psychological Assessment*, 28(5), e101. <https://doi.org/10.1037/pas0000191>
- Sánchez-Fernández, M., Borda-Mas, M., & Mora-Merchan, J. (2023). Problematic internet use by university students and associated predictive factors: A systematic review. *Computers in Human Behavior*, 139, 107532. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2022.107532>
- Sánchez-Fernández, M., Borda-Mas, M., Rivera, F., & Griffiths, M. D. (2024). Problematic Online Behaviours among University Students and Associations with Psychological Distress Symptoms and Emotional Role Limitations: A Network Analysis Approach. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 1-27. <https://doi.org/10.1007/s11469-024-01296-y>
- Sela, Y., Bar-Or, R. L., Kor, A., & Lev-Ran, S. (2021). The Internet addiction test: Psychometric properties, socio-demographic risk factors and addictive co-morbidities in a large adult sample. *Addictive Behaviors*, 122, 107023. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2021.107023>
- Servidio, R. (2017). Assessing the psychometric properties of the Internet Addiction Test: A study on a sample of Italian university students. *Computers in Human Behavior*, 68, 17-29. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.11.019>
- Shao, Y. J., Zheng, T., Wang, Y. Q., Liu, L., Chen, Y., & Yao, Y. S. (2018). Internet addiction detection rate among college students in the People's Republic of China: A meta-analysis. *Child and adolescent psychiatry and mental health*, 12(1), 1-10. <https://doi.org/10.1186/s13034-018-0231-6>
- Siste, K., Suwartono, C., Nasrun, M. W., Bardosono, S., Sekartini, R., Pandelaki, J., Sarasvita, R., Murtani, B. J., Damayanti, R., & Wiguna, T. (2021). Validation study of the Indonesian internet addiction test among adolescents. *PLoS One*, 16(2), e0245833. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0245833>
- Smith, B. W., Dalen, J., Wiggins, K., Tooley, E. M., Christopher, P. J., & Bernard, J. (2008). The brief resilience scale: Assessing the ability to bounce back. *International Journal of Behavioral Medicine*, 15(3), 194-200. <https://doi.org/10.1080/10705500802222972>
- Sung, M., Shin, Y. M., & Cho, S. M. (2014). Factor structure of the Internet Addiction Scale and its associations with psychiatric symptoms for Korean adolescents. *Community Mental Health Journal*, 50, 612-618. <https://doi.org/10.1007/s10597-013-9689-0>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2014). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Pearson Education Limited.
- Telecomunicaciones CONATEL (2023). *Informe anual de los indicadores del sector de telecomunicaciones en Honduras*. <https://www.conatel.gob.hn/wp-content/uploads/2024/01/INFORME-ANUAL-DEL-SECTOR-DE-TELECOMUNICACIONES-2022.pdf>
- Tinsley, H. E., & Tinsley, D. J. (1987). Uses of factor analysis in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology*, 34(4), 414-424. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.34.4.414>
- Tsimtsiou, Z., Haidich, A. B., Kokkali, S., Dardavesis, T., Young, K. S., & Arvanitidou, M. (2014). Greek version of the Internet Addiction Test: A validation study. *Psychiatric Quarterly*, 85, 187-195. <https://doi.org/10.1007/s11126-013-9282-2>
- Tudehope, L., Lee, P., Wiseman, N., Dwirahmadi, F., & Sofija, E. (2022). The effect of resilience on the relationship between perceived stress and change in alcohol consumption during the COVID-19 pandemic in Queensland, Australia. *Journal of Health Psychology*, 27(12), 2696-2713. <https://doi.org/10.1177/13591053211062351>
- Widyanto, L., & McMurran, M. (2004). The psychometric properties of the internet addiction test. *Cyberpsychology & Behavior*, 7(4), 443-450. <https://doi.org/10.1089/cpb.2004.7.443>
- World Health Organization (2015). *Public health implications of excessive use of the Internet, computers, smartphones and similar electronic devices*. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/184264>
- Young, K. S. (1998). Internet addiction: The emergence of a new clinical disorder. *CyberPsychology & Behavior*, 1(3), 237-244. <https://doi.org/10.1089/cpb.1998.1.237>
- Young, K. S., & De Abreu, C. N. (2010). *Internet addiction: A handbook and guide to evaluation and treatment*. John Wiley & Sons.
- Zenebe, Y., Kunno, K., Mekonnen, M., Bewuket, A., Birkie, M., Necho, M., Seid, M., Tsegaw, M., & Akele, B. (2021). Prevalence and associated factors of internet addiction among undergraduate university students in Ethiopia: A community university-based cross-sectional study. *BMC Psychology*, 9(1). <https://doi.org/10.1186/s40359-020-00508-z>