

# Factores psicológicos asociados al juego problemático en estudiantes universitarios de Lima

Nancy Valdez Huarcaya<sup>1</sup>, Cecilia Chau Pérez-Aranibar<sup>2</sup> y  
Miluska Arana Ramirez<sup>3</sup>  
*Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP)<sup>1,2,y3</sup>- Perú*

El presente estudio buscó analizar las variables psicológicas que predicen la conducta de juego problemático en un grupo de 173 universitarios, hombres y mujeres, de Ingeniería de primeros ciclos de formación en una universidad privada de Lima Metropolitana. El rango de edades fue de 16 a 23 años ( $M = 17.9$ ;  $DE = 1.2$ ) y se aplicaron el Inventario de personalidad NEO FFI (NEO Five-Factor Inventory, Costa & McCrae, 1992), el Inventario de estrés académico (SISCO, Barraza, 2007a), el Time Management Behavior Questionnaire (TMBQ, Macan, 1994) versión traducida al español por García-Ros y Pérez-González (2012), y el South Oaks Gambling Screen, Revised for Adolescents (SOGS-RA, Becoña, 1997). Los resultados mostraron que el manejo del tiempo libre se comporta como un predictor moderado del juego problemático (coeficiente estandarizado =  $-.33$ ), seguido de la personalidad en su dimensión de agradabilidad (coeficiente estandarizado =  $-.29$ ), mientras que el estrés académico, mostró menor capacidad significativa predictiva (coeficiente estandarizado =  $.10$ ). Se examinan las repercusiones de los resultados en relación con la problemática y las posibles vías de intervención en materia de prevención.

*Palabras claves:* universitarios, juego problemático, personalidad, estrés académico, manejo del tiempo.

## Psychological factors associated to problematic gambling in university students from Lima

The aim of the study was to analyze the psychological variables that predict problem gambling in 173 engineering students, men and women, from the first years of study at a private university in Lima, Perú. The age range was 16 to 23 years ( $M = 17.9$ ,  $SD = 1.2$ ) and the participants answered the following tests: the Personality Inventory NEO FFI (NEO Five-Factor Inventory, Costa & McCrae, 1992), the Academic Stress Inventory (SISCO, Barraza, 2007a), the Time Management Behavior Questionnaire (TMBQ, Macan, 1994) version translated into Spanish by García-Ros and Pérez-González (2012), and the South Oaks Gambling Screen,

<sup>1</sup> Licenciada en Psicología. Docente en la Facultad de Psicología de la Pontificia Universidad Católica del Perú. Dirección postal: Av Universitaria 1801, San Miguel, Lima 32. Perú. Contacto: nvaldez@pucp.edu.pe <https://orcid.org/0000-0002-5473-9623>

<sup>2</sup> Doctora en Psicología. Docente en la Facultad de Psicología de la Pontificia Universidad Católica del Perú. Dirección postal: Av Universitaria 1801, San Miguel, Lima 32. Perú. Contacto: cchau@pucp.edu.pe <https://orcid.org/0000-0002-2631-0301>

<sup>3</sup> Magister en Educación. Docente en la Facultad de Psicología de la Pontificia Universidad Católica del Perú. Dirección postal: Av Universitaria 1801, San Miguel, Lima 32. Perú. Contacto: aranan.m@pucp.pe <https://orcid.org/0000-001-7532-6492>



Revised for Adolescents (SOGS-RA, Becoña, 1997). The results indicated that the management of free time is a moderate predictor of problem gambling (standardized coefficient =  $-.33$ ), followed by the agreeableness personality's factor (standardized coefficient =  $-.29$ ), while academic stress showed lower predictive capacity (standardized coefficient =  $.10$ ). The results are discussed in relation to possible ways to prevent problem gambling.

*Keywords:* university students, problematic gambling, personality, academic stress, time management.

### **Fatores psicológicos associados ao jogo problemático em estudantes universitários de Lima**

O estudo aqui apresentado buscou analisar as variáveis psicológicas que predizem o comportamento de jogo problemático num grupo de 173 estudantes de engenharia, homens e mulheres, dos primeiros semestres de ensino numa universidade privada na região Metropolitana de Lima. A faixa etária foi de 16 a 23 anos ( $M = 17,9$ ,  $DP = 1,2$ ) e foram aplicados o Inventário de Personalidade NEO FFI (NEO Five-Factor Inventory, Costa & McCrae, 1992), o Inventário do Estresse Acadêmico (SISCO, Barraza, 2007a), o Time Management Behavior Questionnaire (TMBQ, Macan, 1994) versão traduzida ao espanhol por García-Ros e Pérez-González (2012), e o South Oaks Gambling Screen, Revised for Adolescents (SOGS-RA, Becoña, 1997). Os resultados indicaram que a gestão do tempo livre se comporta como um preditor moderado do jogo problemático (coeficiente padronizado =  $-.33$ ), seguido pela personalidade em sua dimensão de agradabilidade (coeficiente padronizado =  $-.29$ ), enquanto o estresse acadêmico mostrou uma menor capacidade preditiva significativa (coeficiente padronizado =  $0,10$ ). As repercussões dos resultados com referência ao problema e as possíveis vias de intervenção para a prevenção são discutidas.

*Palavras-chave:* estudantes universitários, jogo problemático, personalidade, estresse acadêmico, gerenciamento do tempo.

### **Facteurs psychologiques associés au jeu problématique chez les étudiants universitaires de Lima**

Cette étude a pour objectif d'analyser les variables psychologiques qui prédisent le comportement de jeu problématique dans un groupe de 173 étudiants d'ingénierie, hommes et femmes, des premières années de formation d'une université privée de Lima Métropolitaine. La tranche d'âge était de 16 à 23 ans ( $M = 17,9$ ,  $SD = 1,2$ ). Les participants ont répondu aux questionnaires suivants : / Les participants ont complété le NEO Five-Factor Inventory (NEO FFI, Costa & McCrae, 1992), le Stress Inventory SISCO Academic (SISCO, Barraza, 2007a), la version traduite à l'espagnol par García-Ros et Pérez-González (2012) du Time Management Behaviour Questionnaire (TMBQ, Macan, 1994) et le South Oaks Gambling Screen, Revised for Adolescents (SOGS-RA, Becoña, 1997). Les résultats ont indiqué que la gestion du temps libre se comporte comme un prédicteur modéré du jeu problématique (coefficient standardisé =  $-0,33$ ), suivi de la personnalité dans sa dimension agréabilité (coefficient standardisé =  $-0,29$ ), tandis que le stress académique a montré une capacité prédictive moins significative (coefficient standardisé =  $0,10$ ). Les implications des résultats concernant la problématique et les possibles voies d'intervention en prévention sont discutées.

*Mots-clés:* étudiants universitaires, jeu problématique, personnalité, stress académique, gestion du temps.

Actualmente, existe un interés elevado por el estudio de las adicciones no relacionadas a sustancias psicoactivas o llamadas también adicciones conductuales (Chía, 2013), lo cual implica una pérdida de control en una actividad que inicialmente resultaba placentera, que se sigue realizando a pesar de las consecuencias negativas para el individuo y su entorno (Echeburúa, 2012). Entre estas conductas se encuentra el juego problemático o ludopatía, el cual ha adquirido especial atención por las diversas consecuencias y los costos a nivel personal, familiar, social y económico que conlleva (Barrault et al., 2019; Domínguez, 2009; Matheson et al., 2019).

La literatura científica identifica cuatro categorías de jugadores: social, profesional, problemático y jugador patológico. El primero se caracteriza por mantener control sobre el juego; juega por placer y suele realizarlo con amigos y compañeros; el jugador profesional juega con el objetivo de ganar dinero y no se involucra emocionalmente en las apuestas, mientras, el jugador problema juega de manera más habitual y presenta menos control; mientras el jugador patológico o ludópata presenta dependencia emocional y la falta de control sobre el juego, lo cual interfiere en el funcionamiento de su vida diaria en los diferentes ámbitos (Lesieur & Blume, 1987; López et al., 1999). Como se mencionó inicialmente, los estudios se han enfocado en el juego patológico, pero, se ha desatendido y subestimado las manifestaciones subclínicas de esta problemática. El presente estudio, se enfocará en el jugador problemático, por ser una población en alto riesgo.

Este problema se ha identificado tanto en etapas tempranas como la adolescencia (desde los 14 años), en jóvenes (García Ruiz et al., 2016; Gupta & Derevensky, 2014) y estudiantes universitarios (Jiménez et al., 2014; Pérez- Ocampo et al., 2010; Ruiz, 2014). Además, los estudios consistentemente coinciden en que los varones, a diferencia de las mujeres, presentan una mayor incidencia de esta problemática

(Gómez Yáñez, 2017; Ruiz, 2014). De la misma manera, pertenecer a una carrera de Ciencias e Ingeniería incrementa las probabilidades de presentar problemas de adicción al juego (Centro de Información y Educación para la Prevención del Abuso de Drogas [CEDRO], 2005; Ruiz-Olivares et al., 2010).

Las investigaciones, por su parte, destacan el rol de las variables individuales en el desarrollo de las adicciones conductuales, como la impulsividad, baja autoestima, intolerancia a los estímulos placenteros y el estilo inadecuado de afrontamiento (Echeburúa, 2012; Echeburúa & Corral, 2010). De la misma manera, los factores de personalidad son considerados elementos importantes para la comprensión del perfil del jugador problemático. Los estudios señalan que altos niveles de neuroticismo, bajos niveles de conciencia y de agradabilidad se relacionan con dificultades con el control del juego en población adulta (Brunborg et al., 2016; Jeong & Lee, 2015; Miller et al., 2013). En contraste, la presencia de elevados niveles de agradabilidad, conciencia y apertura favorecen el juego, puesto que incentivan la motivación y la percepción de autoeficacia (Teng, 2008).

Otra variable importante en el estudio del juego problemático es el estrés. En la etapa universitaria, los individuos enfrentan una serie de demandas a nivel personal, académico, económico y social (Chau, 2004; Feldman et al., 2008; Peláez Upegui et al., 2014). Frente a estas exigencias, los jóvenes pueden presentar conductas como el juego problemático, el cual es considerado como una estrategia de afrontamiento evitativa que tiene la finalidad de distraer al individuo de las situaciones valoradas como estresantes (Jauregui et al., 2017; Wood & Griffiths, 2007). Por otro lado, se debe tomar en consideración que los juegos de azar representan actividades de ocio que, hoy en día, han adquirido mayor popularidad. Por ello, es necesario conocer de qué manera los jóvenes suelen manejar u organizar su tiempo libre. Las investigaciones reportan que los estudiantes que administran su tiempo efectivamente presentan una mayor probabilidad de lograr un buen rendimiento académico, puesto que establecen metas y prioridades, en contraste con quienes presentan dificultades (Anand, 2007; García-Ros et al., 2008).

Si bien, existe un interés en identificar y conocer el consumo de sustancias psicoactivas en jóvenes (CEDRO, 2005 y Comunidad Andina [CAN], 2013), los estudios acerca de las adicciones no se pueden limitar a estas sustancias, puesto que existen conductas que aparentemente no son perjudiciales, pero que pueden generar síntomas y consecuencias parecidas a la adicción (Ruiz-Olivares et al., 2010). En el Perú, no existen investigaciones que profundicen en las variables que se relacionan con el juego problemático. Sin embargo, se evidencia una necesidad de conocerlo y comprenderlo con la finalidad de desarrollar programas de prevención e identificación temprana de jóvenes en riesgo dentro de la comunidad universitaria. Por ello, el objetivo del presente estudio es analizar las variables psicológicas que predicen la conducta de juego problemático en un grupo de estudiantes de Ingeniería de los primeros ciclos de formación de una universidad privada de Lima Metropolitana.

## **Método**

### ***Participantes***

La muestra de estudio estuvo conformada por 173 estudiantes de una universidad privada, entre 16 y 23 años ( $M = 17.9$ ,  $DE = 1.2$ ), 66% (114) fueron hombres, siendo el 72% provenientes de la ciudad de Lima. La mayoría de los participantes se encuentran en el segundo (47%), tercer (24%) y cuarto ciclo de estudios (23%). Es así que en estudios generales se encuentran el 90% (156) del total de participantes. Sobre la situación académica, 71 (41%) no repitieron algún curso, mientras que los otros repitieron entre 1 y 7 cursos ( $M = 2.3$ ,  $DE = 1.4$ ). Con respecto a otras variables demográficas, la mayoría de los evaluados no trabaja, 164 (95%), y 151 (87%) vive con sus padres. Todos los evaluados son solteros.

## **Medición**

**Personalidad.** Para medir esta variable se utilizó el NEO FFI (NEO Five-Factor Inventory) de Costa y McCrae (1992), el cual es la versión abreviada del Inventario de Personalidad NEO Revisado (NEO PI-R, Costa & McCrae, 1992). Este instrumento psicométrico de auto-reporte, basado en el Modelo de los Cinco Factores, es apropiado para evaluar a jóvenes estudiantes universitarios (Psychological Assessment Resources, 2011). El NEO FFI, cuenta con 60 ítems y evalúa las 5 dimensiones de personalidad Neuroticismo (N), Extraversión (E), Apertura al Cambio (O), Agradabilidad (A) y Conciencia (C). Esta escala fue validada en Perú, por Martínez y Cassaretto (2011) en una muestra de universitarios peruanos, reportando para dos estudios coeficientes Alpha de Cronbach entre .83 y .84 (N), .76 y .78 (E), .67 y .73 (O), .67 y .75 (A) y .72 y .84 (C). Los valores muestran los resultados del primer estudio, así como los nuevos coeficientes obtenidos al neutralizar 3 ítems (8, 27 y 38) y replantear el fraseo a cinco ítems (3, 28, 34, 44 y 45).

Con relación a la validez, la estructura factorial fue adecuada: todos los ítems se ubicaron en el factor correspondiente y la varianza total explicada por los cinco factores fue de 38.33%. El factor Neuroticismo obtuvo 16.6% de varianza explicada, Extroversión 5.8%, Apertura 5.4%, Agradabilidad 4% y Conciencia 6.5%.

Posterior a ello, se empleó el NEO FFI para un estudio realizado con una muestra de enfermeras peruanas y se obtuvo los siguientes coeficientes alfa de Cronbach para los cinco factores: N (.41), E (.69), C (.64) O (.64) y A (.59) (Vilela, 2013). Asimismo, Liao (2011) utilizó dicho instrumento con un grupo de clowns de Perú y obtuvo índices de confiabilidad adecuados para todas las escalas N (.82), E (.72), O (.74), A (.61) y C (.85), luego de neutralizar cinco ítems (8,12, 13, 27 y 28).

**Estrés Académico.** Este constructo fue medido a través del Inventario de Estrés Académico (SISCO) desarrollado por Barraza (2007a) en México, cuenta con 31 ítems divididos en cinco categorías según se menciona a continuación: un ítem filtro de repuesta dicotómica (sí

o no), que permite identificar si el evaluado es apto para responder el cuestionario. Un ítem con respuesta de tipo Likert (del 1 = Poco al 5 = Mucho) que busca medir la intensidad del estrés académico. Las demandas del entorno, valoradas como estresores se evalúa a través de ocho ítems, mientras las reacciones o síntomas al estresor se miden mediante 15 ítems. La frecuencia de uso de estrategias de afrontamiento, se evalúa mediante seis ítems que tienen una escala de respuesta de tipo Likert de cinco puntos, donde 1 significa “Nunca” y 5 significa “Siempre”.

Para conocer las propiedades del instrumento el autor llevó a cabo un estudio con 152 alumnos de postgrado. En el análisis de fiabilidad, la confiabilidad por mitades alcanzó un índice de .83 para la escala global, .82 para estresores, .88 para síntomas y .71 para afrontamiento. Asimismo, los coeficientes alfa de Cronbach fueron de .90 para el instrumento total, .85 para la dimensión de estresores, .91 para síntomas y .68 para afrontamiento.

Para analizar la validez, se utilizó el análisis factorial exploratorio con rotación varimax, obteniéndose un 46% de varianza explicada. Luego de varios análisis se eliminaron 10 ítems de la prueba, en la cual la versión final quedó con 31 ítems (Barraza, 2007b).

El instrumento fue utilizado en diversos estudios con población universitaria, obteniendo adecuadas propiedades psicométricas. En esa línea, Malo et al. (2010) realizaron la validación del SISCO con una muestra de 300 estudiantes colombianos de pregrado, obteniendo coeficientes alfa de Cronbach adecuados para la escala global (.87) y para sus dimensiones: síntomas (.87), estresores (.76) y afrontamiento (.70). En cuanto a la validez, el análisis factorial exploratorio obtuvo que los tres componentes explicaron el 34.4% de la varianza total. Este instrumento ha sido utilizado en diversos estudios en México (Barraza, 2008b, 2009; Barraza & Silerio, 2007; Marín Laredo, 2015) y Colombia (Restrepo et al., 2020), hallando indicadores psicométricos adecuados.

En Perú, Boullosa (2013) en un grupo de 198 universitarios de los primeros años de estudios, obtuvo índices alfa de Cronbach entre .62

y .80 (situaciones estresantes =.68, reacciones físicas=.75, reacciones psicológicas=.80, reacciones comportamentales=.69 y estrategias de afrontamiento=.62). Barraza (2014), en el mismo contexto universitario, obtuvo índices de confiabilidad alfa de Cronbach similares (síntomas=.88, estresores=.68 y afrontamiento=.62).

**Manejo del Tiempo.** Para evaluar el manejo del tiempo académico se utilizó el Time Management Behavior Questionnaire (TMBQ) elaborado por Macan en 1994, el cual evalúa el grado en el que las personas perciben, que emplean y estructuran su tiempo en función a objetivos o metas pre-establecidas. Posee 34 ítems, con un formato de respuesta tipo Likert que va del 1 (Nunca) al 5 (Siempre). Para ello, la escala cuenta con cuatro factores: (1) establecimiento de metas y prioridades, (2) herramientas de planeamiento y organización, (3) percepción del control sobre el tiempo y (4) preferencias para la desorganización.

La escala original cuenta con una versión traducida al español por García-Ros y Pérez-González (2012). La validez de constructo por análisis factorial obtuvo índices adecuados para la prueba de *KMO* (.88) y la prueba de esfericidad de Bartlett ( $p < .001$ ), donde los cuatro factores explicaron el 42.93% de la varianza total. Respecto a la confiabilidad, se obtuvieron coeficientes alfa de Cronbach para cada factor: Establecimiento de metas y prioridades (.90), Herramientas para el manejo del tiempo (.88), Percepción del control sobre el tiempo (.68) y Preferencias por la desorganización (.90).

Por otro lado, en Venezuela se validó la versión en español con una muestra de estudiantes de 10 carreras universitarias que tenían entre 17 y 20 años (Duran & Pujol, 2013). Se realizó una validación de constructo por análisis factorial con rotación varimax, en donde se obtuvo un puntaje de .79 en la prueba de *KMO* y una prueba de esfericidad de Bartlett significativa ( $p < .05$ ), donde se encontraron 4 factores, que explicaban 35.45% de la varianza total. Asimismo, se reporta un alfa de Cronbach de .78 para el área de Establecimiento de metas y prioridades, de .75 para Herramientas para la gestión del tiempo, de .63 para Preferencias para la desorganización, y de .64 para la Percepción de control sobre el tiempo.

**Juego problemático.** El instrumento empleado para medir el juego problemático fue el South Oaks Gambling Screen, Revised of Adolescent (SOGS-RA, Becoña, 1997). El South Oaks Gambling Screen (SOGS), fue elaborado por Lesieur y Blume en 1987, para el despistaje de juego patológico en poblaciones clínicas. Es el instrumento más empleado para el screening del juego patológico, tanto en el ámbito clínico como epidemiológico. Consta de 24 ítems, de los cuales los ítems 1, 2, 3, 12 y 16 no se puntúan, quedando 20 ítems cuyas respuestas se valoran con 0 o 1. La suma de las valoraciones lleva a una puntuación entre 0 y 20.

En lo que refiere a confiabilidad y validez, cabe mencionar que se utilizaron cuatro muestras distintas en el estudio original. La primera estuvo formada por 213 integrantes del grupo de Jugadores Anónimos, la segunda por 284 universitarios, la tercera por 867 pacientes internados en un hospital psiquiátrico y la última por 152 trabajadores de un hospital. La confiabilidad arrojó una consistencia interna alta, con un alfa de Cronbach de .97 y una fiabilidad test-retest de .71. La validez externa fue calculada al correlacionar el SOGS con evaluaciones de terceras personas (consejeros y familiares) y diagnósticos en base al DSM-III-R, encontrando correlaciones aceptables y altas:  $r=.60$  para los familiares,  $r=.86$  para los consejeros y  $r=.94$  para los diagnósticos del DSM-III-R. Asimismo cabe recalcar que las clasificaciones del SOGS muestran alto grado de concordancia con las clasificaciones basadas en el DSM-III-R: 99,3% en los trabajadores del hospital, 98.1 % en los participante del grupo de Jugadores Anónimos y 95.3% en los estudiantes.

La validación española del SOGS fue realizada por Echeburúa et al. (1994), utilizando una muestra de 72 jugadores diagnosticados con el DSM-III-R, y un grupo control de 400 personas sin sintomatología o indicadores clínicos. En la versión española se modificaron los ítems 1 y 2, al mismo tiempo que se modificó el contenido del ítem 10, cambiándolo por la traducción literal al español: “¿Ha intentado alguna vez dejar de jugar y ha sido capaz de ello?”. Respecto a sus propiedades psicométricas, se obtuvieron índices de confiabilidad test-retest adecuados luego de un mes en los jugadores y también en la muestra de

comparación, obteniendo un  $r=.98$  en ambas muestras conjuntamente. La validez fue obtenida a través del coeficiente de correlación biserial puntual entre la existencia o no existencia de juego patológico y la puntuación del SOGS ( $r=.92$ ).

La versión española del SOGS-RA fue realizada por Becoña (1997) y consta de 12 ítems que se responden con sí o no, obteniendo de acuerdo a las respuestas tres categorías: no jugador o sin problemas de juego (0-1 respuestas afirmativas), jugador en riesgo (2-3 respuestas afirmativas) y jugador problema (4 a más respuestas afirmativas). Para esta versión el autor encontró un alfa de Cronbach adecuado de .80, siendo utilizado satisfactoriamente en numerosos estudios. En España con una muestra de adolescentes y jóvenes entre 14 y 21 años, se obtuvo un alfa de Cronbach de .83 (Becoña et al., 2001) y, en Italia, Colasante et.al (2014) hallaron en una muestra de adolescentes entre 15 y 19 años, un coeficiente alfa de Cronbach de .78 y una confiabilidad test-retest con índices Kappa entre .53 y .80.

### ***Procedimiento***

La investigación busca responder a la preocupación de las autoridades de una universidad privada de la ciudad de Lima, sobre la presencia de conductas asociadas a los juegos de azar realizadas dentro de la institución educativa. Para ello, en primer lugar, se realizó algunas entrevistas de grupos focales (dos grupos con jugadores y dos grupos con no jugadores, entre los 16 y 21 años) y entrevistas de profundidad con los y las estudiantes, cuyos resultados permitieron seleccionar adecuadamente el método de recolección de datos y elaborar la ficha de datos sociodemográfica, así como la adaptación lingüística del instrumento SOGS que mide el juego problemático. Asimismo, se realizó una prueba piloto con tres universitarios para verificar la comprensión de los instrumentos. Cuando se obtuvo las autorizaciones correspondientes para realizar el estudio, se realizaron los grupos focales y se contactó a los docentes para solicitarles un horario para aplicar los instrumentos. Se solicitó a los participantes su respectivo consentimiento y/o asentimiento informado (según corresponda) para ser parte del estudio.

### ***Análisis de datos***

En el análisis de los datos se utilizaron el R software (relación de variables) y el programa IBM SPSS Amos (modelado de ecuaciones estructurales). Para el análisis del ajuste del modelo hipotetizado se realizó el modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM) mediante el estimado de máxima verosimilitud (ML). Para la evaluación del ajuste del modelo se usó el índice de ajuste comparativo (CFI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Se interpretan los valores  $\geq 90$  en CFI como evidencia favorable de ajuste al modelo (Bentler, 1990), así como de  $\leq .08$  en RMSEA (MacCallum et al., 1996). Para simplificar el modelo se realiza el agrupamiento aditivo de ítems a fin de obtener un único indicador que represente al factor relacionado, lo cual se denomina *parceling* (Jackson et al., 2009), lo que demuestran que pueden ser indicadores aceptables de los constructos a representar (Hagyet & Nasser, 2004). El modelamiento SEM realizado asume que la variable observada de juego problemático es un indicador único de la variable latente. Es así que siguiendo las recomendaciones de Brown (2015) se fijó la varianza del indicador único usando la fórmula:  $\text{varianza} \times (1 - \text{confiabilidad})$ , en donde la confiabilidad para este indicador se obtuvo mediante el coeficiente omega de McDonald, el cual es una alternativa para el uso del coeficiente alfa, ante las limitaciones de este coeficiente, las cuáles son discutidas con frecuencia (Cho, 2016; Sijtsma, 2009)

### ***Resultados***

En la Tabla 1 se presentan las correlaciones entre las variables de estudio y el indicador de juego problemático. Respecto a la variable personalidad, se encontraron mayores correlaciones con apertura ( $r = -.30$ ,  $p < .05$ ), siendo esta una relación inversa. Con respecto al manejo del tiempo, las dimensiones de herramientas de manejo del tiempo libre ( $r = -.10$ ,  $p < .05$ ) y percepción de descontrol del tiempo ( $r = .23$ ,  $p < .05$ ) establecen relaciones significativas pequeñas, inversa y directa, respectivamente. Además, con las dimensiones de estrés académico se tienen correlaciones directas con estrés académico físico y comportamental.

**Tabla 1**

*Correlaciones de Pearson entre variables de estudio (N=173)*

Mediciones	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. Neuroticismo	-									
2. Extraversión	-.29	-								
3. Agradabilidad	-.23	.21	-							
4. Apertura a la experiencia	-.34	.35	.00	-						
5. Herramientas manejo del tiempo libre	-.09	.20	.17	.16	-					
6. Percepción de descontrol del tiempo	.45	-.16	-.02	-.36	-.16	-				
7. Estrés académico físico	.43	-.05	.00	-.26	-.03	.33	-			
8. Estrés académico psicológico	.65	-.24	-.07	-.33	-.09	.49	.60	-		
9. Estrés académico comportamental	.56	-.24	-.07	-.39	.01	.45	.53	.72	-	
10. Juego problemático	.06	-.02	-.07	-.30	-.10	.23	.16	.08	.13	-
<i>M</i>	8.7	12.3	11.7	12.3	7.6	9.4	6.9	8.7	7.8	1.1
<i>DE</i>	3.3	2.4	2.2	2.5	3.8	2.8	3.6	4.1	3.8	2.1

*Nota:* Correlaciones mayores a .15 son estadísticamente significativas  $p < .05$ .

Con respecto al análisis, inicialmente se planteó un modelo de ecuaciones estructurales, donde los constructos de personalidad, manejo del tiempo libre y estrés académico se encuentran correlacionados y estos, a su vez, son predictores del juego problemático. Los índices de ajuste para este modelo muestran valores que aún difieren de los apropiados ( $\chi^2(29) = 73.57$ ,  $CFI = .90$ ,  $RMSEA = .092$ ). Las revisiones de los índices de modificación sugirieron establecer una correlación entre las unicidades de extraversión y agradabilidad, los que compartirían un 6% de varianza, y estarían indicando que ambas dimensiones comparten su variabilidad por un aspecto común no relacionado al cons-

tructo de personalidad. Finalmente, un nuevo análisis localizado indica la importancia de establecer el factor de personalidad, agradabilidad como un predictor de juego problemático, obteniéndose así índices de ajuste aceptables ( $\chi^2(28) = 52.52$ ,  $CFI = .95$ ,  $RMSEA = .071$ ). Estos resultados pueden visualizarse en la Tabla 2.

**Tabla 2**

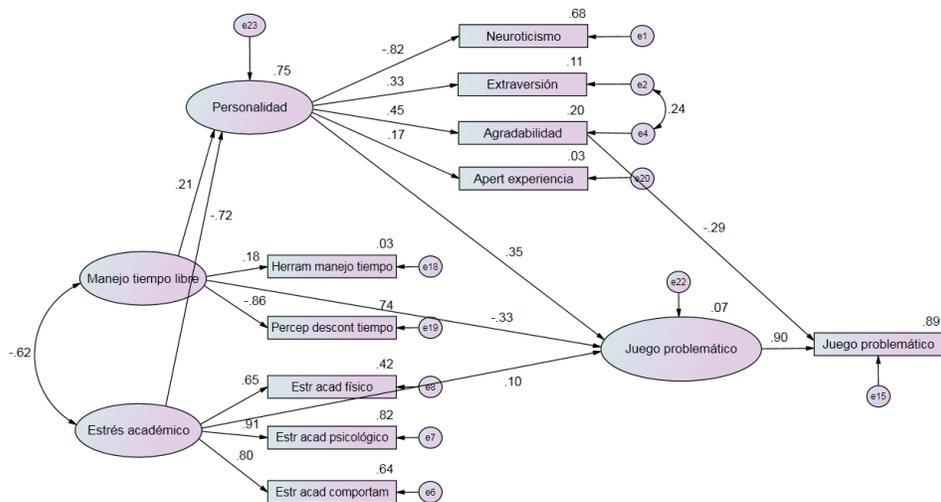
*Índices de bondad de ajuste de tres modelos para personalidad, manejo del tiempo libre, estrés académico y juego problemático (N = 173)*

Modelo	$\chi^2$	Gl	$\chi^2/gl$	CFI	TLI	RMSEA
Modelo inicial	73.57***	30	2.45	.90	.86	.092
Unidades de extraversión y agradabilidad correlacionados	64.05***	29	2.21	.92	.88	.084
Agradabilidad como predictor de juego problemático	52.52**	28	1.88	.94	.91	.071

*Nota.* CFI = Índice de ajuste comparativo, TLI = Índice de Tucker Lewis, RMSEA = error cuadrático medio de aproximación.

\*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$ .

El modelo final mostrado en la Figura 5 muestra la relación entre predictores y criterios, así como los coeficientes estandarizados correspondientes. Se puede observar que personalidad es un constructo que correlaciona de manera directa con las variables extraversión, agradabilidad y apertura. Sin embargo, debe notarse que neuroticismo tiene la mayor relación (-.82) por lo que se le debe considerar como una variable importante dentro del constructo de personalidad. También debe notarse la relación inversa de agradabilidad con juego problemático (-.29). Por otro lado, de acuerdo a como se esperaba, el juego problemático tiene una relación inversa con manejo de tiempo libre (-.33) y una directa con estrés académico (.10). De manera global, se pudo verificar el carácter mediador de personalidad entre los constructos de estudio.



**Figura 5.** Coeficientes estandarizados para el modelo final. Las variables latentes se muestran en elipses y las observadas en rectángulos

Con respecto al análisis de las propiedades psicométricas de la escala juego problemático, se encontró un ajuste aceptable a la estructura planteada por el autor,  $\chi^2(87) = 139.14$ ,  $CFI = .90$ ,  $RMSEA = .059$ , lo cual confirma la unidimensionalidad del instrumento. El análisis de confiabilidad, por consistencia interna, se realizó mediante el coeficiente omega, encontrándose un índice satisfactorio ( $\omega = .86$ ).

Además, se realizó el análisis de consistencia interna de las escalas de estudio, cuyos resultados se muestran en Tabla 3. También se presentan sus descriptivos correspondientes, en el cual, se estandarizaron las puntuaciones de las escalas en un rango de 0 a 20, para facilitar su interpretación y comparación.

**Tabla 3***Descriptivos y coeficientes de consistencia interna de las variables de estudio (N=173)*

Medición	Núm ítems	M	DE	$\omega$	Mín	Máx	Asimetría
<b>Personalidad</b>							
Neuroticismo	12	8.7	3.3	.83	0	20	.29
Extraversión	12	12.3	2.4	.68	5	18	-.27
Apertura a la experiencia	12	11.7	2.2	.27	6	18	-.02
Agradabilidad	12	12.3	2.5	.75	3	18	-.63
Consciencia	12	11.7	2.9	.86	3	19	-.23
<b>Manejo del tiempo libre</b>							
Establecimiento de metas y prioridades	12	10.8	3.0	.82	3	20	.07
Herramientas de manejo del tiempo	9	7.6	3.8	.80	1	18	.36
Percepción de descontrol del tiempo	8	9.4	2.8	.58	4	17	.17
Preferencias por la desorganización	5	9.4	3.5	.54	1	20	.15
<b>Estrés académico</b>							
Reacciones de estrés físicas	6	6.9	3.6	.73	0	17	.27
Reacciones de estrés psicológicas	5	8.7	4.1	.83	0	20	.47
Reacciones de estrés comportamentales	4	7.8	3.8	.72	0	19	.35
<b>Juego problemático</b>	12	1.8	3.5	.86	0	18	2.61

**Discusión**

La presente investigación tiene como propósito evaluar las variables psicológicas que predicen la conducta de juego problemático en un grupo de estudiantes de Ingeniería de los primeros años de estudio de una universidad privada de Lima Metropolitana.

Los hallazgos mostraron que las características de personalidad resultan de vital importancia para establecer el perfil psicológico del jugador problemático dentro de los estudiantes examinados. En este caso, la variable de agradabilidad se comportó como un factor protector ante el juego problemático (coeficiente estandarizado,  $-.29$ ). En esa línea, Buckle et al. (2013) reportaron resultados similares en un grupo de estudiantes canadienses, aquellos con menores niveles de agradabilidad presentaban mayores probabilidades de tener problemas con el juego de apuesta y poseían mayores niveles de juego patológico. Estos hallazgos también se replican en la investigación de Tackett et al. (2015). Asimismo, Brunborg et al. (2016) hallaron en jóvenes y adultos noruegos que el nivel de agradabilidad fue menor en los jugadores con problemas moderados y severos, respecto a los que no tenían problemas con el juego.

El juego problemático se ha relacionado con psicopatía y comportamiento delictivo, lo que sugiere que los individuos con menos agradabilidad pueden sentirse atraídos por el juego y desarrollar problemas con este, ya que la agradabilidad refleja el grado en que las personas tienden a ser amables, compasivas y cooperativas (Pastwa-Wojciechowska, 2011).

Además, se halló una relación negativa entre el factor denominado apertura y juego problemático ( $r = -.29$ ). Este resultado concuerda con lo hallado en las investigaciones de Hwang et al. (2012) y Miller et al. (2013) los cuales encuentran que a mayores puntuaciones en este factor existiría una menor probabilidad de juego problemático.

Sin embargo, la variable que destaca entre todas es el manejo de tiempo libre puesto que presenta un mayor carácter predictivo del juego problemático (coeficiente estandarizado  $-.33$ ), considerándose un factor protector frente a esta conducta de riesgo.

Algunos autores plantean que un mayor tiempo de ocio puede conllevar la oportunidad para una mayor socialización inestructurada, la cual estaría asociada potencialmente con altos niveles de aburrimiento. Por su parte, el aburrimiento podría originar un estado de ánimo disfórico, constituyendo un factor de riesgo para desarrollar adicción al

juego, ya que el uso excesivo de esta actividad se podría convertir en una estrategia para reducirlo. En esa línea, en el estudio de Moore y Ohtsuka (1997) se encontró que un mayor tiempo de ocio y socialización poco estructurada estarían asociados a un incremento del juego, lo cual puede resultar un fuerte predictor del juego problemático.

Sin embargo, bajo ciertas condiciones, las actividades de ocio también pueden actuar como un factor protector frente al juego problemático en el sentido de que, brindan la oportunidad para acceder a nuevas redes sociales y otras actividades que potencialmente posibilitan la gestión regulada del juego (Moore & Ohtsuka, 1997).

Es relevante resaltar que en la presente investigación la escala utilizada para medir la variable manejo del tiempo mide específicamente la gestión del tiempo, la cual se define como “las conductas que buscan lograr un uso efectivo del tiempo, mientras se ejecutan ciertas actividades dirigidas hacia una meta” (Claessens et al., 2007, p. 262), por lo que tiene sentido que en la investigación esta variable establezca una relación negativa con el juego problemático.

Por otro lado, el estrés académico, aunque significativo, mostró menor capacidad predictiva (coeficiente estandarizado .10) para el juego problemático. Según los modelos que tratan de explicar esta problemática, el estrés (factor estresante) podría actuar en la persona desencadenando altos niveles de estado de excitación en reposo y un estado de ánimo disfórico (tensión). Bajo este contexto, las personas que posean las habilidades de afrontamiento necesarias para enfrentar un estado de alta excitación manejarán las situaciones estresantes de manera proactiva, sin recurrir al juego. Por el contrario, las personas que carezcan de estas habilidades y presenten condiciones de vulnerabilidad, podrían manifestar conductas de escape y evitación, como el uso de sustancias y el juego, al enfrentar las situaciones que consideran estresantes (Folkman & Moskowitz 2000). En ese sentido, a medida que se vuelvan cada vez más dependientes del juego al tratar de manejar las emociones negativas en su entorno, sus habilidades y destrezas para manejar las situaciones estresantes de manera efectiva se verán reducidas, lo que podría derivar en conductas de juego problemático (Tang et al., 2019).

Para algunos autores, este fenómeno presenta comorbilidad con la depresión, ansiedad y la ocurrencia de eventos estresantes (Afifi et al., 2010; Chou & Afifi, 2011; Hopley et al., 2010). En esa línea, encuentran que las estrategias de afrontamiento menos efectivas frente al estrés, tales como evitación, pensamiento ilusorio, aislamiento social, autocrítica y expresión emocional, se asociaron con mayores puntuaciones de juego problemático (Matheson et al., 2019). Asimismo, Tschibelu & Elman, (2011) encontraron que en los jugadores patológicos (tanto hombres como mujeres), los niveles elevados de estrés se asociaron positivamente con la necesidad de apostar.

Sin embargo, como ya se había mencionado antes, para otros autores el juego problemático constituiría en sí mismo una estrategia de afrontamiento de evitación o de escape ante situaciones valoradas como estresantes (Jauregui et al., 2017). Pese a ello, no se observa evidencia robusta que sugiera que el estrés se comporta como un precursor del desarrollo del juego (Hinvest, 2012), tal vez por esta razón el estrés académico no se manifiesta en la investigación como un predictor fuerte del juego problemático.

De forma global, el manejo de tiempo libre destaca como un predictor del juego problemático por su magnitud moderada, seguido de los factores de personalidad, principalmente agradabilidad, y de la variable estrés académico. Este modelo obtiene un ajuste adecuado,  $CFI = .95$ ,  $RMSEA = .071$ , donde la personalidad tiene un carácter de mediación parcial.

Los adolescentes que presentan problemas de juego, en su mayoría no identifican la severidad de su problema y perciben los riesgos y consecuencias del mismo como algo que puede ocurrir a largo plazo, pero no requiere una preocupación inmediata (Hardoon et al., 2003; Valentine, 2008), lo cual si bien es una característica del desarrollo cognitivo en el que se encuentran los adolescentes genera además que su detección temprana sea poco frecuente.

Particularmente en adolescentes y jóvenes, la variable psicológica de personalidad ha sido relacionada frecuentemente con el juego problemático y la adicción al juego, sin embargo, también existen varia-

bles más sociales que pueden sumarse y complejizar la problemática, tales como la presión del grupo, la alta permisividad social del juego de azar, acceso fácil al juego, las apuestas asequibles, el tiempo reducido entre apuesta y resultado (Carpio, 2009), así como la gestión del tiempo libre de forma inadecuada (Moore & Ohtsuka, 2000). Si bien, es frecuente que el adolescente o joven decide cuánto tiempo y dinero va a invertir, lo cual proporciona una relativa facilidad para jugar “sin control de nadie”, cuando a esta situación se adicionan otras variables psicológicas o sociales que incrementan su vulnerabilidad, se potencia la probabilidad que el adolescente o joven presente problemas con el juego (McBride & Derevensky, 2012).

Sin embargo, el estudio presenta limitaciones tales como, la imposibilidad de establecer relaciones causales y de generalizar los datos a otras poblaciones diferentes a estudiantes universitarios. Asimismo, el muestreo no probabilístico empleado dificultaría generalizar los hallazgos a la población universitaria de Perú. Finalmente, las respuestas a las escalas de autorreporte podrían haber sido afectadas por la deseabilidad social que subyace a la problemática del juego.

No obstante, los resultados del estudio resultan relevantes ya que evidencian las variables psicológicas que pueden predecir el juego problemático, siendo este conocimiento sobre todo importante para detectar de manera temprana a universitarios vulnerables que podrían desarrollar problemas con los juegos de apuestas. En ese sentido, la intervención podría centrarse en promover una gestión efectiva del tiempo libre entre los estudiantes, ya que esta variable demostró ser en el estudio un predictor moderado del juego problemático, lo cual es un componente importante de la autorregulación académica ya que está relacionada con la planificación, el planteamiento de metas, automonitoreo y otros factores metacognitivos y motivacionales (Garzón et al., 2017). Pero también a un nivel más focalizado, se considera relevante trabajar intervenciones basadas en los rasgos de la personalidad con los jóvenes que ya presentan un grado moderado de la problemática.

Finalmente, estos hallazgos pueden representar un punto de partida para que la universidad asuma o reafirme su rol como institución

que promueve la salud de su comunidad, y reflexione sobre la necesidad de intervenir sobre los determinantes de la salud de su población, bajo el marco de una política de salud institucional en la cual los juegos de apuestas o de azar puedan ser vistos como un fenómeno de la sociedad contemporánea en la que el riesgo, la incertidumbre y la especulación son los nuevos parámetros. En ese sentido, el juego de azar se habría transformado en una actividad rutinaria pero «normalizada», porque quiebra el orden tradicional y se ubica en una zona marginal de la vida cotidiana, circunscrita a determinados lugares (por ejemplo, el casino) (Vacchiano & Mejía, 2017), razón por la cual es muy importante involucrar a las y los jóvenes en su prevención, a través de un enfoque participativo y democrático, que potencie sus habilidades y fortalezca los factores protectores frente al juego problemático.

## Referencias

- académico y análisis comparativo en adultos jóvenes de la Universidad Industrial de Santander y la Universidad Pontificia Bolivariana, seccional Bucaramanga, Colombia. *Revista electrónica Praxis Investiga ReDIE*, 2(3), 26-42. <https://doi.org/10.33304/revinv.v09n1-2017006>
- Afifi, T.O., Cox, B.J., Martens, P.J., Sareen, J., & Enns, M.W. (2010). The relationship between problem gambling and mental and physical health correlates among a nationally representative sample of Canadian Women. *Canadian Journal of Public Health*, 101, 171-175. <https://doi.org/10.1007/BF03404366>
- Anand, V. (2007). A Study of Time Management: The Correlation between Video Game Usage and Academic Performance Markers. *Cyberpsychology & Behavior*, 10(4), 552-559. <https://doi.org/10.1089/cpb.2007.9991>
- Barrault, S., Mathieu, S., Brunault, P., & Varescon, I. (2019) Does gambling type moderate the links between problem gambling, emotion regulation, anxiety, depression and gambling motives.

- International Gambling Studies*, 19(1), 54-68. <https://doi.org/10.1080/14459795.2018.1501403>
- Barraza, A. (2007a). *Propiedades psicométricas del Inventario SISCO del estrés académico*. <https://www.psicologiacientifica.com/sisco-propiedades-psicometricas/> <https://doi.org/10.4067/s0718-48082022000200197>
- Barraza, A. (2007b). *Inventario SISCO del estrés académico*. Universidad Pedagógica de Durango, Investigación Educativa.
- Barraza, A. (2008a). Características el estrés académico de los alumnos de educación media superior. *Investigación Educativa Duranguense*, 4, 15-20. <https://doi.org/10.25009/cpue.v0i28.2602>
- Barraza, A. (2008b). El estrés académico en alumnos de maestría y sus variables moduladoras: un diseño de diferencia de grupos. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 26(2), 270-289. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.10317>
- Barraza, A. (2009). Estrés académico y burnout estudiantil. Análisis de su relación en alumnos de licenciatura. *Psicogente*, 12(22), 1. <https://doi.org/10.25009/cpue.v0i28.2602>
- Barraza, A., & Silerio, J. (2007). El estrés académico en alumnos de Educación Media Superior: un estudio comparativo. *INED*, 7, 48-65.
- Barraza, M. (2014). *Estrés académico y sentido de coherencia en un grupo de estudiantes universitarios*. [Tesis de licenciatura publicada, Pontificia Universidad Católica del Perú]. Repositorio de tesis PUCP. <http://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/handle/20.500.12404/6103> <https://doi.org/10.7764/onomazein.34.13>
- Becoña, E. (1997). Pathological gambling in Spanish children and adolescents: An emerging problem. *Psychological Reports*, 81, 275-287. <https://doi.org/10.2466/pr0.1997.81.1.275>
- Becoña, E., Míguez, M.C., & Vázquez, F.L. (2001). El juego problema en los estudiantes de Enseñanza Secundaria. *Psicothema*, 13(4), 551- 556. <https://doi.org/10.20882/adicciones.563>
- Boullosa, G. (2013). Estrés académico y afrontamiento en un grupo de estudiantes de una universidad privada de Lima. [Tesis de licenciatura publicada, Pontificia Universidad Católica del Perú].

- Repositorio de tesis PUCP. <http://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/handle/20.500.12404/4880>. <https://doi.org/10.7764/onomazein.34.13>
- Brunborg, G.S., Hanss, D., Mentzoni, R.A., Mole, H., & Pallesen, S. (2016). Problem gambling and the five-factor model of personality: a large population-based study. *Addiction*, *111*(8), 1428-35. <https://doi.org/10.1111/add.13388>.
- Buckle, J. L., Dwyer, S. C., Duffy, J., Brown, K. L., & Pickett, N. D. (2013). Personality factors associated with problem gambling behavior in university students. *Journal of Gambling Issues*, *28*, 1-17. <https://doi.org/10.4309/jgi.2013.28.19>.
- Carpio, C (2009). Aspectos Psicológicos del Juego Comercial. Tratamiento y Programas Preventivos. Hacia el Juego responsable. *Revista de Docencia e Investigación*, *19*, 25-58.
- Centro de Información y Educación para la Prevención del Abuso de Drogas [CEDRO]. (2005). *Estudio sobre drogas en universitarios de Lima*. CEDRO. <https://doi.org/10.5944/educxx1.2.16.10336>
- Chau, C. (2004) *Determinants of alcohol use among university students: the role of stress, doping and expectancies*. Katholieke Universiteit Leuven.
- Chía, A. H. (2013). Las adicciones no relacionadas a sustancias (DSM-5, APA, 2013): un primer paso hacia la inclusión de las Adicciones Conductuales en las clasificaciones categoriales vigentes. *Rev Neuropsiquiatr*, *76*(4), 210- 217. <https://doi.org/10.20453/rnp.2013.1169>
- Cho, E. (2016). Making Reliability Reliable. *Organizational Research Methods*, *19*(4), 651-682. <https://doi.org/10.1177/1094428116656239>
- Chou, K-L. & Afifi, T.O. (2011). Disordered (pathologic or problem) gambling and axis I psychiatric disorders: Results from the national epidemiological survey on alcohol and related conditions. *American Journal of Epidemiology*, *173*, 1289-1297. <https://doi.org/10.1093/aje/kwr017>

- Claessens, B. J. C., Van Eerde, W., Rutte, C. G., & Roe, R. A. (2007). A review of the time management literature. *Personnel Review*, 36(2), 255-276. <https://doi.org/10.1108/00483480710726136>
- Colasante, E., Gori, M., Bastiani, L., Scalese, M., Siciliano, V., & Molinaro, S. (2014). Italian Adolescent Gambling Behaviour: Psychometric Evaluation of the South Oaks Gambling Screen: Revised for Adolescents (SOGS-RA) Among a Sample of Italian Students. *J Gambl*, 30, 789-801. <https://doi.org/10.1007/s10899-013-9385-6>
- Comunidad Andina [CAN]. (2013). *Estudio epidemiológico andino sobre consumo de drogas en la población universitaria*. Informe Perú, 2012. Secretaría General de la Comunidad Andina. <https://doi.org/10.2307/j.ctvckq8f1.5>
- Costa, P. & McCrae R. (1992) *Inventario de Personalidad NEO Revisado NEOPIR*. Psychological Assessment Resources, Inc.
- Domínguez, A (2009). Epidemiología y factores implicados en el juego patológico. *Apuntes de Psicología*, 27(1), 3-20.
- Durán-Aponte, E. & Pujol, L. (2013). Manejo del tiempo académico en jóvenes que inician estudios en la Universidad Simón Bolívar. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 11(1), 93-108. <https://doi.org/10.11600/1692715x.1520502032015>
- Echeburúa E. & Corral, P. (2010). Adicción a las nuevas tecnologías y a las redes sociales. *Adicciones*, 22, 91-96. <https://doi.org/10.20882/adicciones.196>
- Echeburúa E. (2012). Factores de riesgo y factores de protección en la adicción a las nuevas tecnologías y redes sociales en jóvenes y adolescentes. *Revista Española de Drogodependencia*, 37(4), 435-447. <https://doi.org/10.20882/adicciones.196>
- Echeburúa, E., Báez, C., Fernández-Montalvo, J., & Páez, D. (1994). Cuestionario de juego patológico de South Oaks (SOGS): Validación Española. *Análisis y Modificación de Conducta*, 20(74), 769-791. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.4.num.2.1999.3877>

- Feldman, L., Goncalves, L., Chacón, G., Zaragoza, J., Bagés, N. & Pablo, J. (2008). Relaciones entre estrés académico, apoyo social, salud mental y rendimiento académico en estudiantes universitarios venezolanos. *Universitas Psychologica*, 7(3), 739-751. <https://doi.org/10.14204/ejrep.35.14053>
- Folkman, S. K., & Moskowitz, J. T. (2000). Positive affect and the other side of coping. *American Psychologist*, 55, 647-654. <https://doi.org/10.1037/0003-066x.55.6.647>
- García Ruiz P., Buil, P., & Solé Moratilla, M. J. (2016). Consumos de riesgo: menores y juegos de azar online. El problema del “juego responsable”. *Política y Sociedad*, 53(2), 551-575. [https://doi.org/10.5209/rev\\_POSO.2016.v53.n2.47921](https://doi.org/10.5209/rev_POSO.2016.v53.n2.47921)
- García-Ros, R. & Pérez-González, F. (2012). Spanish versión of the Time Management Behavior Questionnaire for university students. *The Spanish Journal of Psychology*, 3(15), 1485-1494. [https://doi.org/10.5209/rev\\_sjop.2012.v15.n3.39432](https://doi.org/10.5209/rev_sjop.2012.v15.n3.39432)
- García-Ros., Pérez-González, F., Talaya-González, I., & Martínez-Díaz, E. (2008). Análisis de la gestión del tiempo académico de los estudiantes de nuevo ingreso en la titulación de psicología: capacidad predictiva y análisis comparativo entre dos instrumentos de evaluación. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 1, 245-252. <https://doi.org/10.7203/attic.2.81>
- Garzón, A., García-Ros, R. & Pérez-González, F. (2017). Estructura factorial y propiedades psicométricas de la Time Management Behavior Scale (TMBS) en población universitaria colombiana. *Universitas Psychologica*, 16(1), 2011-2777. <https://doi.org/10.11144/javeriana.upsy16-1.efpp>
- Gómez Yáñez, J. A. (2017). La transformación del juego problemático en España. *Revista Española de Sociología*, 26(2), 219-252. <https://doi.org/10.22325/fes/res.2017.1>
- Gray, L. E. (2015). *Exploring time management as a construct of self-regulated learning in first-year college students taking online classes*. (Tesis doctoral inédita). Capella University, Minneapolis.

- Gupta, R. & Derevensky, J. L. (2014). Reflections of underage gambling. *Responsible Gambling Review*, 1(1), 37-50.
- Hardoon K, Derevensky, J & Gupta, R (2003). Empirical measures vs. perceived gambling severity among youth: why adolescent problem gamblers fail to seek treatment. *Addictive Behaviors*, 28(5), 933-943. [https://doi.org/10.1016/s0306-4603\(01\)00283-0](https://doi.org/10.1016/s0306-4603(01)00283-0)
- Hopley, A.A. & Nicki, R.M. (2010). Predictive factors of excessive poker playing. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, 13, 379-385. <https://doi.org/10.1089/cyber.2009.0223>
- Hwang, J. Y., Shin, Y. C., Lim, S. W., Park, H. Y., Shin, N. Y., Jang, J. H., & Kwon, J. S. (2012). Multidimensional comparison of personality characteristics of the big five model, impulsiveness, and affect in pathological gambling and obsessive-compulsive disorder. *Journal of Gambling Studies*, 28, 351-362. <https://doi.org/10.1007/s10899-011-9269-6>.
- Jackson, D. L., Gillaspay, J. A., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. *Psychological Methods*, 14(1), 6-23. <https://doi.org/10.1037/a0014694>
- Jauregui P., Onaindia J., & Estévez A. (2017). Adaptive and maladaptive coping strategies in adult pathological gamblers and their mediating role with anxious-depressive symptomatology. *Journal Gambling Studies*, 33(4), 1081-1097. <https://doi.org/10.1007/s10899-017-9675-5>
- Jeong, E.J. & Lee, H. R. (2015). Addictive Use Due to Personality: Focused on Big Five Personality Traits and Game Addiction. *International Scholarly and Scientific Research & Innovation*, 9(6), 2032-2036.
- Jiménez, M; García, C; Montero, M., & Perea, M.C. (2011). Estudiantes universitarios y juego patológico: Un estudio empírico en la Universidad de Murcia. *Escritos de Psicología*, 4(3), 50-59. <https://doi.org/10.24310/epsiescpsi.v4i3.13326>
- Lesieur, H.R. & Blume, S.B. (1987) The South Oaks Gambling Screen (SOGS): A New Instrument for Identification of Pathological

- Gamblers. *The American Journal of Psychiatry*, 144(9), 1184-1188. <https://doi.org/10.1176/ajp.144.9.1184>
- Liao, S. (2011). *Estilos de humor y rasgos de personalidad en un grupo de clowns de Lima Metropolitana* [Tesis de licenciatura publicada, Pontificia Universidad Católica del Perú]. Repositorio de tesis PUCP. <http://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/handle/20.500.12404/4762>. <https://doi.org/10.7764/onomazein.34.13>
- López, A., Elboj, C., & Lorente, A. (1999). *Los juegos de azar. Juego social y ludopatía, Zaragoza: Universidad de Zaragoza y Diputación General de Aragón*. [http://bases.cortesaragon.es/bases/NDocumento.nsf/0/b\\_d00e58ea4c2715ec12576500032bbd0/\\$FILE/JUEGO+Y+LUDOPAT%C3%8DA.pdf](http://bases.cortesaragon.es/bases/NDocumento.nsf/0/b_d00e58ea4c2715ec12576500032bbd0/$FILE/JUEGO+Y+LUDOPAT%C3%8DA.pdf)
- Macan, T. (1994). Time Management: Test of a Process Model. *Journal of Applied Psychology*, 79(3), 381-391. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.79.3.381>
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130-149. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130>
- Malo, D., Cáceres, G., & Peña, G. (2010). Validación del Inventario SISCO del estrés
- Marín Laredo, M. M. (2015). Estrés en estudiantes de educación superior de Ciencias de la Salud / Stress in college students of Health Sciences. *RIDE Revista Iberoamericana para la Investigación y el Desarrollo Educativo*, 6(11), 675. <https://doi.org/10.23913/ride.v6i11.145>
- Martínez, P. & Cassaretto, M. (2011). Validación del inventario de los cinco factores NEO-FFI en español en estudiantes universitarios peruanos. *Revista Mexicana de Psicología*, 28(1), 63-74. <https://doi.org/10.18800/psico.200902.005>
- Matheson, F. I., Hamilton-Wright, S., Kryszajts, D.T. et al., 2019. The use of self-management strategies for problem gambling: a scoping review. *BCM Public Health*, 19, 445. <https://doi.org/10.1186/s12889-019-6755-6758>.

- McBride, J. & Derevensky, J. (2012). Internet Gambling Behavior in a sample of Online Gamblers. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 7(1), 149-167. <https://doi.org/10.1007/s11469-008-9169-x>
- Miller, J., MacKillop, J., Fortune, E.E., Maples, J., Lance, C. E., Campbell, K., Goodie, A. S. (2013). Personality correlates of pathological gambling derived from Big Three and Big Five personality models. *Psychiatry Research*, 206(1), 50-55. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2012.09.042>
- Moore, S. M., & Ohtsuka, K. (1997). Gambling activities of young Australians: Developing a model of behaviour. *Journal of Gambling Studies*, 13(3), 207-236. <https://doi.org/10.1023/A:1024979232287>
- Pastwa-Wojciechowska B. (2011). The relationship of pathological gambling to criminality behavior in a sample of Polish male offenders. *Medical Science Monitor*, 17(11), CR669–75. <https://doi.org/10.12659/msm.882054>.
- Peláez Upegui, L., Londoño Salinas, A.M., Gartner Giraldo, C., Agudelo Vélez, C. A., Martínez Sánchez, L.M., Tirado Otálvaro, A. E.,... & Ortiz Trujillo, I. C. (2014). Eventos estresores y factores psicosociales en estudiantes de una universidad privada de Medellín, Colombia. *Revista de Psicología Universidad de Antioquia*, 6(2), 111-120. <https://doi.org/10.17230/9789587206821ch15>
- Pérez-Ocampo, K., Lozano-Delgado, F., Nava-Alarcón, K., Delgadillo, H., Becerra, J., & Galán-Rodas, E. (2010). Juego patológico en estudiantes de una Universidad Pública Peruana, *Revista del Cuerpo Médico Hospital Nacional Almanzor Aguinaga Asenjo*, 5(2), 19-21.
- Psychological Assessment Resources (PAR) (2011). *NEO PI-R form S. Product overview*. <http://www4.parinc.com/Products/Product.aspx?ProductID=NEO3-PRS>
- Restrepo, J. E., Sánchez, O. A., & Castañeda Quirama, T. (2020). Estrés académico en estudiantes universitarios. *Psicoespacios*, 14(24), 17-37. <https://doi.org/10.25057/21452776.1331>

- Ruiz, J. (2014). Juego patológico y dependencia del alcohol en una muestra de trabajadores y estudiantes universitarios: prevalencias, interrelaciones y diferencias de género. *Psychologia: avances de la disciplina*, 8(1), 33-42. <https://doi.org/10.21500/19002386.1212>
- Ruiz-Olivares, R., Lucena, V., Pino, M. J., & Herruzo, J. (2010). Análisis de comportamientos relacionados con el uso/abuso de Internet, teléfono móvil, compras y juego en estudiantes universitarios. *Adicciones*, 22, 301-310. <https://doi.org/10.20882/adicciones.171>
- Sijtsma, K. (2009). Sobre el uso, el mal uso y la utilidad muy limitada del alfa de Cronbach. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Tackett, J. L., Rodriguez, L. M., Rinker, D. V., & Neighbors, C. (2015). A personality-based latent class analysis of emerging adult gamblers. *Journal of Gambling Studies*, 31, 1337-1351. <https://doi-org.ezproxybib.pucp.edu.pe/10.1007/s10899-014-9500-3>
- Tang, C. S.-, Lim, M. S. M., Koh, J. M., & Cheung, F. Y. L. (2019). Emotion Dysregulation Mediating Associations Among Work Stress, Burnout, and Problem Gambling: A Serial Multiple Mediation Model. *Journal of Gambling Studies*, 35(3), 813-828. <https://doi.org/10.1007/s10899-019-09837-0>
- Teng, C. (2008). Personality Differences between Online Game Players and Nonplayers in a Student Sample. *Cyberpsychology & Behavior*, 11(2), 232-234. <https://doi.org/10.1089/cpb.2007.0064>
- Tschibelu, E. & Elman, I. (2011). Gender differences in psychosocial stress and its relationship to gambling urges in individuals with pathological gambling. *Journal of Addictive Diseases*, 30, 81-87. <https://doi.org/10.1080/10550887.2010.531671>
- Vacchiano, M. & Mejía, C. (2017). Reflexiones sobre los juegos de azar en la sociedad contemporánea: hacia una biografía del riesgo. *Athenea Digital*, 17(2), 79-94. <https://doi.org/10.5565/rev/athenea.1794>

- Vilela, Y. P. (2013). *Burnout y personalidad en enfermeras de un hospital militar* [Tesis de licenciatura publicada, Pontificia Universidad Católica del Perú]. Repositorio de tesis PUCP. <http://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/handle/20.500.12404/5106> <https://doi.org/10.7764/onomazein.34.13>
- Wood, R.T.A. & Griffiths, M.D. (2007). A qualitative investigation of problem gambling as an escape-based coping strategy. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 80, 107-125. <https://doi.org/10.1348/147608306x107881>

Recibido: 2021-07-21

Revisado: 2021-09-27

Aceptado: 2022-10-23