

Valoración de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Motivos de Apuestas en jóvenes y adultos argentinos

Evaluation of the psychometric properties of the Gambling Motives Questionnaire in Argentinian young people and adults

ANGELINA PILATTI*; FRANCISCO BENJAMÍN TUZINKIEVICH**

*Laboratorio de Psicología, Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba. Córdoba, Argentina.

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). **Laboratorio de Psicología, Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba. Córdoba, Argentina.

Resumen

El presente trabajo tuvo como objetivo evaluar, en una muestra de apostadores jóvenes y adultos de la comunidad general, las propiedades psicométricas de estructura y consistencia interna del Cuestionario de Motivos de Apuestas en sus dos versiones: original (GMQ) y revisada (GMQ-F). Específicamente, se efectuó un análisis factorial confirmatorio para evaluar el ajuste de ambos modelos. Luego se analizó la consistencia interna de las escalas y se analizó la utilidad de las escalas para predecir un mayor nivel de severidad en los juegos de apuestas. Participaron 341 jóvenes y adultos, con edades entre 18 y 60 años, que reportaron realizar apuestas en los últimos seis meses. Para evaluar el ajuste de los modelos propuestos se utilizó el método de estimación máxima verosimilitud (ML) con la corrección robusta de Satorra-Bentler. Los resultados indicaron que los modelos GMQ y GMQ-F presentan un ajuste razonable a los datos. Todas las escalas presentan adecuados valores de consistencia interna. Los motivos de mejora, afrontamiento y financieros se relacionan con una mayor severidad de problemas con las apuestas. En general, los resultados indican que ambos modelos cuentan con adecuadas propiedades psicométricas, sin embargo, el GMQ-F se ofrece como una alternativa más completa para la medición de los motivos de apuestas en la comunidad general.

Palabras clave: motivos de apuestas, jóvenes, adultos, propiedades psicométricas.

Abstract

The purpose of the present study was to evaluate, in a sample of young people and adults from the general community, the psychometric properties of two models developed for assessing gambling motives (Gambling Motives Questionnaire and Gambling Motives Questionnaire-Financial; GMQ and GMQ-F). Specifically, a confirmatory factor analysis was carried out to assess the fit of the two models to the data. Internal consistency of the scales was then analyzed. A multiple regression analysis was conducted to analyze the utility of gambling motives for predicting levels of gambling problem severity. The final sample was made up of 341 young people and adults, aged 18 to 60, who reported any gambling activity during the last six months. The maximum likelihood (ML) method with robust Satorra-Bentler correction was used to evaluate the fit of the models to the data. The results indicated that both the GMQ and the GMQ-F models show a reasonable fit to the data. All scales have adequate internal consistency values. Enhancement, coping and financial gambling motives were associated with greater severity of gambling problems. Overall, the results indicate that both models have adequate psychometric properties, though the GMQ-F appears to provide a more comprehensive alternative for assessing gambling motives in the general community.

Key Words: gambling motives; young people, adults, psychometric properties.

Recibido: Abril 2014; *Aceptado:* Septiembre 2014

Enviar correspondencia a:

Angelina Pilatti. Facultad de Psicología. Universidad Nacional de Córdoba. Enrique Barros y Enfermera Gordillo s/n. Ciudad Universitaria. (5000). Córdoba, Argentina. E-mail: angepilatti@gmail.com

En su última versión, el Manual de Desórdenes Mentales (DSM 5, American Psychiatric Association, 2013) ubica a los trastornos relacionados con los juegos de apuestas en la categoría *adicciones*, junto a los trastornos por abuso de sustancias. Esta nueva clasificación del juego patológico, que en versiones anteriores se ubicaba dentro de los trastornos de control de impulsos, se fundamenta en una variedad de elementos comunes entre ambos trastornos. Ciertamente, el juego patológico es definido como una adicción conductual (Chambers y Potenza, 2003; Clark, 2010). En el contexto clínico médico, el DSM junto a la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE) distinguen entre la modalidad patológica y la no patológica de los juegos de apuestas, mientras que niveles menos severos del trastorno por juegos de apuestas no son contemplados por estas herramientas diagnósticas.

Hay, sin embargo, una variedad de herramientas que han sido desarrolladas para detectar diferentes niveles de severidad de esta conducta y así mejorar la comprensión de este trastorno. Algunas de estas herramientas, como el *South Oaks Gambling Screen* (SOGS; Lesieur y Blume, 1987) y el *Problem Gambling Severity Index* (PGSI; Ferris y Wynne 2001), permiten distinguir una modalidad problemática del trastorno con el juego que estaría situada entre la modalidad patológica y la modalidad recreativa. La conducta de apostar como una actividad recreacional tiene alta prevalencia en diferentes países y culturas (Clark, 2010; Frascella, Potenza, Brown y Childress, 2010; Ledgerwood, Alessi, Phoenix y Petry, 2009). La gran mayoría de las personas que realiza juegos de apuestas no experimenta problemas o consecuencias severas, sin embargo, un porcentaje de apostadores desarrolla trastornos con los juegos de apuestas (French, Maclean y Ettner, 2008; Korman, Toneatto y Skinner, 2006).

Entonces, la conducta de apostar es entendida como un continuo que va desde la modalidad recreacional hasta la modalidad patológica, incluyendo estadios cualitativa y cuantitativamente diferentes (Hodgins, Stea y Grant, 2011; Toce-Gerstein, Gerstein y Volberg, 2003). Precisamente, se ha señalado la importancia de estudiar todos los niveles de este continuo con el objetivo de facilitar la comprensión desde modalidades recreacionales hacia modalidades patológicas (Dechant, 2014; Toce-Gerstein et al., 2003).

En Argentina, los datos provenientes de estudios epidemiológicos que den cuenta de la prevalencia de juegos de apuestas, ya sea en la modalidad recreacional, problemática o patológica, son escasos. Alguna evidencia, sin embargo, indica que la ocurrencia de juegos de apuestas entre estudiantes universitarios argentinos (Tuzinkievich, Vera, Caneto, Garimaldi y Pilatti, 2013a; 2013b) es similar a la encontrada en países como Estados Unidos (Huang, Jacobs, Derevensky, Gupta y Paskus, 2007) y Canadá (Huang y Boyer, 2007; Ladouceur, Dubé y Bujold, 1994). Puntualmente, estos estudios señalan que aproximadamente el 60% de la población universitaria ha realizado juegos de apuestas alguna vez en

su vida, mientras que el porcentaje que cumple criterios de juego problema varía entre un 6 y 12%.

Las personas realizan juegos de apuestas por diferentes motivos (Dechant, 2014; Dechant y Ellery, 2011; Steinberg, Tremblay, Zack, Busto y Zawertailo, 2011; Stewart y Zack, 2008). En el campo del uso de alcohol, los motivos de consumo son entendidos como necesidades internas o externas que las personas buscan satisfacer a través del consumo de alcohol (Cooper, 1994; Cooper, Russell, Skinner, y Windle, 1992; Hauck-Filho, Teixeira Cooper, 2012; Merrill y Read, 2010; Kuntsche y Kuntsche, 2009; Mazaridis, Vieno, Kuntsche y Santinello, 2010). El Cuestionario de Motivos de Consumo de Alcohol (*Drinking Motives Questionnaire*, DMQ; Cooper et al., 1992) postula una estructura de tres factores o dimensiones que dan cuenta de los principales motivos de consumo: sociales, de afrontamiento y de mejora. Recientemente, se ha tomado este modelo teórico como punto de partida para la construcción del Cuestionario de Motivos de Apuestas (*Gambling Motives Questionnaire*, GMQ, Stewart y Zack, 2008). Efectivamente, el Cuestionario de Motivos de Apuestas emplea los 15 ítems del Cuestionario de Motivos de Consumo de alcohol (Cooper et al., 1992) para indagar la frecuencia con que las personas realizan juegos de apuestas con la finalidad de alcanzar resultados guiados por motivos sociales, de mejora y de afrontamiento. El GMQ ha sido utilizado satisfactoriamente en diferentes estudios con muestras de jugadores con diferentes niveles de severidad (MacLaren, Harrigan y Dixon, 2012; Stewart y Zack, 2008; Parhami, Siani, Campos, Rosenthal y Fong, 2012).

Estos trabajos indican que los jugadores con puntuaciones más altas en instrumentos de detección de severidad en los juegos de apuestas presentan, comparados con jugadores con moderada o baja severidad, puntuaciones más altas en las tres escalas del GMQ (MacLaren et al., 2012; Parhami et al., 2012; Stewart y Zack, 2008). Sin embargo, no todos los motivos presentan la misma prevalencia. Específicamente, los jugadores con puntuaciones que indican potencial juego patológico (Parhami et al., 2012) o un nivel de severidad alta (MacLaren et al., 2012) parecen realizar mayor número de apuestas principalmente en respuesta a motivos de mejora, seguidos por los motivos de afrontamiento y finalmente por los sociales. Los motivos sociales de realización de juegos de apuestas, al igual que los motivos sociales de consumo de alcohol (Merrill y Read, 2010), no parecen tener una influencia directa sobre el desarrollo de niveles problemáticos de este trastorno (Stewart y Zack, 2008) o sobre la mayor frecuencia de apuestas (Dechant, 2014).

Posteriormente, se ha sugerido la necesidad de incluir, entre los motivos de apuestas, ítems que den cuenta de motivaciones de orden financiero (Dechant y Ellery, 2011; Lee, Chae, Lee y Kim, 2007). A partir de los trabajos de Dechant y colaboradores (Dechant y Ellery, 2011; Dechant, 2014), surge el GMQ-F que incorpora una nueva dimensión para medir la frecuencia de juegos de apuestas a partir de motivos

financieros (i.e. porque disfruto pensando que cosas podría hacer con lo que gane, apuesto para ganar dinero). Dechant (2014) evaluó, en una muestra heterogénea de adultos que realizaron apuestas el año previo al estudio, el funcionamiento del Cuestionario de Motivos de Apuestas (GMQ) con la incorporación de ítems que valoraban motivos financieros. En un primer momento se encontró que los ítems *como una forma de festejar* y *para relajarme* no presentaron cargas en sus respectivos factores (social y afrontamiento, respectivamente), y que el ítem *porque es excitante* (de la escala motivos de mejora) presentó cargas compartidas en dos dimensiones. Sumado a esto, el coeficiente Alpha de Cronbach mejoraba al eliminar estos tres ítems de sus respectivas escalas. Luego de eliminar los ítems irrelevantes, y mediante nuevos análisis de estructura y consistencia interna, se obtuvo evidencia acerca del adecuado funcionamiento psicométrico de la GMQ-F compuesta por 16 ítems agrupados en cuatro escalas: social, mejora, afrontamiento y financiera. Mediante un análisis de regresión jerárquica se encontró que la adición de la escala financiera mejoraba la predicción de la frecuencia de realización de juegos de apuestas.

En el medio local, dentro de nuestro conocimiento, no se han realizado estudios que evalúen las propiedades psicométricas del GMQ (Stewart y Zack, 2008) ni del GMQ-F (Dechant, 2014). Asimismo, se ha señalado la necesidad de examinar el funcionamiento de estos instrumentos dentro la población general (Dechant, 2014). De esta manera, el principal objetivo de este trabajo es examinar las propiedades psicométricas de la versión adaptada al español del GMQ-F (Dechant, 2014) y del GMQ (Stewart y Zack, 2008). Se pretende examinar, además, cuál de estos modelos ofrece un mejor ajuste al medio local. Asimismo, se propone realizar un análisis de regresión jerárquica con el objetivo de examinar qué escalas de estos modelos predicen un mayor nivel de severidad con los juegos de apuestas en una muestra de apostadores jóvenes y adultos de la comunidad general. Además, y mediante un análisis de varianza (ANOVA), se pretende obtener evidencia de validez de criterio del instrumento para aportar evidencia acerca de la capacidad de las escalas de motivos de apuestas para discriminar entre participantes con diferentes niveles de severidad en los juegos de apuestas.

Método

Participantes

La muestra estuvo conformada por 355 participantes (29.3% varones y 70.7% mujeres), con edades entre 18 y 60 años ($M=29.09 \pm 5.5$). Se invitó a participar de la investigación a personas de la comunidad general, con edades entre 18 y 60 años, que hayan realizado juegos de apuestas en los últimos seis meses. La invitación a participar del estudio se difundió a través de las redes sociales y contactos de e-mail. La invitación contenía un link para completar la encuesta

de manera online. Catorce casos fueron descartados porque no cumplían los requisitos de inclusión (i.e. no realizaron juegos de apuestas en los últimos seis meses). Así, la muestra final quedó conformada por 341 participantes (29.3% varones y 70.7% mujeres, con una media de edad de 29.12 ± 5.7). Con 18-27 años había un 59.8%, con 28-37 había un 22.3%, con 38-47 había un 8.2% y con 48-60 años había un 9.7%. El 45.5% de los participantes reportó residir en la provincia de Córdoba, aunque sólo el 31.4% indicó haber nacido en esa provincia. El 40.5% reportó residir en la provincia de Buenos Aires, y el 4.4% en la provincia de Santa Fe. El lugar de residencia del 9.6% restante se distribuyó entre otras 13 provincias de Argentina. El 16.4% y el 27.3% reportó trabajar entre 20 y 40 horas semanales, respectivamente. El 55.1% reportó ser estudiante universitario y el 2.3% indicó que no trabajaba y tampoco estudiaba.

Instrumentos

Problem Gambling Severity Index (PGSI, Índice de severidad de juegos de apuestas, Ferris y Wynne, 2001): esta herramienta de detección del nivel de severidad de problemas con los juegos de apuestas consta de nueve ítems, de los cuales cinco están asociados a indicadores comportamentales y cuatro a consecuencias negativas. Este instrumento presenta alta correlación con el South Oaks Gambling Screen (SOGS) (Lesieur y Blume, 1987). La versión original en inglés del PGSI presenta valores adecuados de consistencia interna ($\alpha = .84$) (Ferris y Wynne, 2001). Para este estudio, dos jueces expertos en idioma inglés realizaron la traducción directa de los ítems al idioma español. Se revisaron estas versiones hasta obtener una versión consensuada, con especial énfasis en aspectos lingüísticos y culturales. Luego, se realizaron entrevistas cognitivas a siete participantes con el fin de obtener información acerca del grado de comprensión de cada ítem y su adecuación al medio local. A partir de estas entrevistas se realizaron las modificaciones necesarias. La versión en español utilizada en este estudio presentó adecuados valores de consistencia interna ($\alpha = .88$). Según Ferris y Wynne (2001), los puntajes son interpretados de la siguiente manera: un puntaje igual o mayor a 8 indican juego problema con consecuencias negativas y pérdida de control, puntajes entre 3 y 7 indican un nivel moderado de problemas con algunas consecuencias negativas, mientras que los puntajes entre 0 y 2 indican un nivel bajo de problema con pocas consecuencias negativas.

Cuestionario de Motivos de Apuestas (GMQ, Gambling Motives Questionnaire, Stewart y Zack, 2007): esta versión está compuesta por 15 ítems, agrupados en tres sub-escalas: social, mejora y afrontamiento, que describen diferentes motivos por los que las personas realizan juegos de apuestas. Sumado a esto, se utilizó la escala financiera agregada al instrumento por Dechant (2014). Específicamente, el modelo propuesto por Dechant cuenta con 16 ítems: doce correspondientes al GMQ y cuatro ítems sobre motivos fi-

nancieros. El GMQ-F, a diferencia del GMQ, no cuenta con los ítems *como una forma de festejar* de la escala social, *porque es excitante* de la escala mejora y *para relajarme* de la escala afrontamiento. Los participantes deben indicar, utilizando una escala tipo Likert con cinco opciones de repuestas (desde 0 = casi nunca/nunca hasta 5 = casi siempre/siempre), la frecuencia con que realizaron juegos de apuestas en el último año por el motivo que describe cada ítem. En primer lugar, tres expertos de la lengua inglesa realizaron, de manera independiente, una traducción directa de las cuatro escalas al español. Las tres versiones fueron comparadas y sometidas a discusión hasta obtener una versión consensuada de cada uno de los ítems. En este paso se tuvieron en cuenta las diferencias lingüísticas y culturales entre la población de origen y la población destino de esta versión adaptada. Con esta primera adaptación se realizaron entrevistas cognitivas a siete sujetos con el propósito de determinar cualquier dificultad en la comprensión de los ítems. En base a los resultados de estas entrevistas se realizaron los ajustes idiomáticos necesarios. En este estudio se aplicaron los 15 ítems del GMQ (Stewart y Zack, 2007) junto a los cuatro ítems de la escala financiera (Dechant, 2014). Estudios previos, con la versión original en inglés, indican valores adecuados de consistencia interna para la GMQ-F (desde $\alpha = .69$ hasta $\alpha = .82$) (Dechant, 2014) y para la GMQ (desde $\alpha = .81$ hasta $\alpha = .91$) (Stewart y Zack, 2007).

Procedimiento

Las personas interesadas en participar accedían, mediante un link, a un sitio web seguro del Servidor de Encuestas de la Universidad Nacional de Córdoba (Argentina). En la página de la encuesta, en primer lugar se solicitaba el consentimiento del participante a formar parte del estudio. Completar la encuesta tomaba, aproximadamente, 30 a 40 minutos. Los participantes no fueron compensados económicamente por completar la encuesta.

Análisis de datos

En primer lugar, se realizó una exploración del comportamiento de las variables a través de un análisis univariado, a partir de frecuencias y porcentajes, para describir la ocurrencia de severidad con los juegos de apuestas (PGSI). Luego, se utilizaron medidas de tendencia central (Media) para describir las puntuaciones de los participantes en cada una de las escalas de motivos de juegos de apuestas. Además, mediante un análisis de varianza, se compararon los puntajes en cada una de las escalas entre los participantes con diferentes niveles de severidad. El locus de las diferencias significativas fue analizado mediante análisis *post hoc*, utilizando el estadístico *Tukey*. Posteriormente, se realizó una serie de análisis factoriales confirmatorios (AFC) con el objetivo de evaluar la estructura interna del modelo propuesto por el GMQ-F y del modelo propuesto por el GMQ. Se optó

por realizar un AFC, y no un análisis factorial exploratorio, ya que este permite testear hipótesis previas acerca de la estructura factorial de un instrumento (Verdejo-García et al., 2012). El Modelo GMQ-F está compuesto por los factores latentes social, mejora, afrontamiento y financiero y 16 ítems (cuatro ítems por cada escala) como variables observadas y sus respectivos errores de medición. El Modelo GMQ está compuesto por los factores social, mejora y afrontamiento y 15 ítems (cinco ítems por cada escala) como variables observadas y sus respectivos errores de medición.

Se examinó y comparó el ajuste de ambos modelos. Para el análisis de ajuste se utilizó el software EQS 6.1., y el método de estimación empleado fue el de máxima verosimilitud (ML) con la corrección robusta de Satorra-Bentler (S-B; Bentler, 2006; Satorra, 2002). Este método es el más adecuado para la estimación de los modelos de AFC con datos observados en escala ordinal y ausencia de normalidad multivariada (coeficiente de Mardia ≥ 5) (Mezquita et al., 2011). Para evaluar el ajuste de los modelos se emplearon los siguientes indicadores: el índice de ajuste comparativo (CFI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Los valores utilizados para la bondad de ajuste del modelo son los siguientes: para el índice CFI valores entre .90 y .95 o superiores son considerados como ajuste aceptable a excelentes para el modelo, y para el caso del RMSEA se esperan valores entre .05 y .08 (Hu y Bentler, 1995). Por último, se tuvieron en cuenta las cargas factoriales estandarizadas (β) de cada variable observada en la variable latente (Hair, Black, Babin, Anderson y Tatham, 2006).

Luego, se calcularon los coeficientes Alpha de Cronbach para examinar la consistencia interna de cada sub-escala. Finalmente, y mediante un análisis de regresión jerárquica, se examinó la capacidad de cada una de las sub-escalas de motivos de apuestas para predecir el nivel de severidad de los juegos de apuestas. Específicamente, se evaluó por separado la contribución independiente de cada una de las tres sub-escalas del GMQ y de las cuatro sub-escalas del GMQ-F (variables predictoras) sobre la severidad de los problemas con los juegos de apuestas (PGSI) (variable criterio). Se controló el efecto del sexo (hombre = 1, mujer = 2) y de la edad. Todos los análisis realizados en relación al nivel de severidad de problemas con los juegos de apuestas se realizaron con la sub-muestra ($n = 270$, 29.3% varones y 70.7% mujeres, M edad = 29.44 ± 10.63) que completó el instrumento PGSI.

Resultados

Descriptivos: prevalencia de severidad en los juegos de apuestas y diferencias en los motivos de apuestas en función del grado de severidad.

Severidad en los juegos de apuestas: La muestra obtuvo una media de 1.54 ± 2.97 en el PGSI. El 4.4% ($n = 12$) de los participantes obtuvo un puntaje igual o mayor a 8, lo cual es considerado un indicador de juego problema con

consecuencias negativas y pérdida de control, mientras que el 13% (n = 35) tuvo puntajes entre 4 y 7 que son categorizados como un nivel moderado de problemas con algunas consecuencias negativas. El 82.6% (n = 223) restante obtuvo puntuaciones que reflejan un nivel bajo de problema con pocas consecuencias negativas (≤ 2).

Diferencias en los motivos de apuestas en función del grado de severidad: En la tabla 1 se presentan los puntajes (media y desviación estándar) obtenidos en cada una de las escalas de los dos modelos analizados (GMQ y GMQ-F) en función de la categoría de severidad (nivel bajo de problemas, nivel moderado de problemas y juego problema con pérdida de control) según los valores obtenidos en el PGSI.

Modelo GMQ: Se encontraron diferencias significativas en las escalas mejora $F(2, 269) = 15.13, p \leq .001$ y afrontamiento $F(2, 269) = 26.73, p \leq .001$ entre los grupos de apostadores con diferente nivel de severidad. Los análisis a posteriori indicaron que los jugadores con mayor nivel de severidad (jugador problema con pérdida de control), comparados con los otros dos grupos de jugadores (nivel bajo y nivel moderado de severidad), presentaron puntuaciones más altas en la escala afrontamiento. Asimismo, los apostadores con nivel moderado de severidad también puntuaron más alto en esta escala que los jugadores de nivel bajo de severidad. Además, los apostadores problema y aquellos con severidad moderada puntuaron más alto que los jugadores con nivel bajo en la escala mejora. No se encontraron diferencias significativas en los motivos sociales de apuestas.

Modelo GMQ-F: se encontraron diferencias significativas entre los grupos de diferente severidad en las escalas mejora $F(2, 269) = 13.35, p \leq .001$, afrontamiento $F(2, 269) = 28.41, p \leq .001$ y financiera $F(2, 269) = 21.57, p \leq .001$. Los análisis *post hoc* indicaron que los jugadores con puntuaciones que indican mayor severidad, comparados con los jugadores con severidad moderada y severidad baja, realizaron significativamente mayor número de apuestas en función de motivos de afrontamiento y financieros. Además, los jugadores con severidad moderada presentaron puntuaciones significati-

vamente más altas que los jugadores de severidad baja en estas dos escalas. Sumado a esto, los participantes con mayor nivel de severidad y aquellos con severidad moderada presentaron puntuaciones significativamente más altas que los jugadores con bajo nivel de problemas en la escala mejora. No se observaron diferencias significativas en motivos sociales de apuestas.

Análisis factorial confirmatorio

En primer lugar, se realizó una inspección de todos los ítems para evaluar la calidad de la base de datos. No se observaron casos perdidos debido a la metodología de encuestas online utilizada en este trabajo. Para comprobar los supuestos de normalidad de la muestra se realizaron análisis de asimetría y curtosis para cada ítem. Siete ítems presentaron índices de curtosis y asimetría mayor a +2.00 y -2.00 lo cual es considerado por la literatura como inadecuados (George y Mallery, 2003), el resto de los ítems presentó valores dentro de los límites aceptables. Considerando el coeficiente de Mardia (≥ 5), se utilizó el método de estimación máxima verosimilitud (ML) con la corrección robusta de Satorra-Bentler.

Modelo GMQ (tres factores, 15 ítems): El coeficiente de Mardia normalizado (79.8695) señaló que los ítems no se ajustaban a la distribución normal multivariada. Los estadísticos de ajuste para este modelo indicaron un excelente ajuste los datos: Satorra-Bentler χ^2 (gl = 87) = 247.1645, $p < .000$; CFI = .970; RMSEA = .074 (90% intervalo de confianza = .063 a .084). Las cargas factoriales estandarizadas ($p \leq .05$) en el factor social oscilaron desde .65 hasta .74, en el factor mejora desde .70 hasta .93, y en el factor afrontamiento desde .65 hasta .83.

Modelo GMQ-F (cuatro factores, 16 ítems): El valor del coeficiente de Mardia normalizado (64.2544) indicó la ausencia de normalidad multivariada. Los estadísticos de ajuste indicaron un excelente ajuste del modelo a los datos: Satorra-Bentler χ^2 (gl = 98) = 208.4837, $p < .000$; CFI = .974; RMSEA = .058 (90% intervalo de confianza = .047 a .068).

Tabla 1
Media y desviación estándar en cada una de las escalas de los dos modelos analizados (GMQ y GMQ-F) en función de la categoría de severidad.

	GMQ			GMQ-F			
	Mejora	Afrontamiento	Social	Mejora	Afrontamiento	Financiera	Social
	M(DS)	M(DS)	M(DS)	M(DS)	M(DS)	M(DS)	M(DS)
JP-CN	13.33 ± 4.89	10.25 ± 4.63	8.75 ± 4.20	10.92 ± 3.92	7.92 ± 3.94	12.16 ± 3.07	7.00 ± 3.46
PM-ACN	10.60 ± 4.29	7.05 ± 2.52	9.23 ± 3.38	8.94 ± 3.79	5.40 ± 1.99	8.80 ± 3.39	7.51 ± 2.87
PB-PCN	8.49 ± 3.29	5.95 ± 1.76	7.99 ± 2.94	7.08 ± 2.90	4.53 ± 1.30	6.72 ± 3.15	6.58 ± 2.54

GMQ: Modelo de tres factores; GMQ-F: Modelo de cuatro factores; JP-CN: juego problema con consecuencias negativas y pérdida de control (puntajes ≥ 8 en el PGSI); NM-ACN: nivel moderado de problemas con algunas consecuencias negativas (puntajes entre 3 y 7 en el PGSI); BP-PCN: nivel bajo de problema con pocas consecuencias negativas (puntajes entre 0 y 2 en el PGSI).

Las cargas factoriales estandarizadas ($p \leq .05$) en el factor social oscilaron entre .52 y .83, en el factor mejora entre .77 y .86, en el factor afrontamiento entre .65 y .89, y en el factor financiero entre .80 y .89.

En la tabla 2 se presentan las cargas factoriales estandarizadas de cada uno de los ítems que describen diferentes motivos de realización de juegos de apuestas en función de cada uno de los dos modelos analizados (GMQ y GMQ-F).

Tabla 2
Cargas factoriales estandarizadas de cada uno de los ítems de motivos de apuestas en función de los dos modelos GMQ y GMQ-F.

	β GMQ	β GMQ-F
SOCIAL		
Como una forma de festejar	.68	-
Porque es lo que la mayoría de mis amigos hacen cuando se reúnen	.65	.80
Para socializar	.66	.74
Porque es algo que hago en ocasiones especiales	.74	.52
Porque hace que una reunión social sea más entretenida	.77	.83
MEJORA		
Porque me gusta cómo me hace sentir	.93	.94
Porque es excitante.	.79	.77
Para generar una sensación de euforia	.70	-
Porque es divertido.	.77	.77
Porque me hace sentir bien.	.85	.86
AFRONTAMIENTO		
Para relajarme.	.77	-
Porque me siento con más confianza o más seguro de mí mismo	.83	.65
Porque me ayuda cuando me siento nervioso o deprimido.	.64	.88
Para olvidar mis preocupaciones.	.80	.80
Para sentirme mejor cuando estoy de mal humor	.81	.89
FINANCIEROS		
Para ganar dinero	-	.86
Porque disfruto pensando qué cosas podría hacer con lo que gane	-	.80
Porque si gano podría cambiar mi estilo de vida	-	.83
Para generar dinero	-	.89

Análisis de consistencia interna

Los resultados obtenidos al analizar la confiabilidad de las sub-escalas de ambos modelos (GMQ y GMQ-F) ofrecieron evidencias del buen funcionamiento de las mismas. Puntualmente, las tres sub-escalas del Modelo GMQ presentaron adecuados valores de consistencia interna: social ($\alpha = .75$), mejora ($\alpha = .87$) y afrontamiento ($\alpha = .81$). A su vez, las cuatro sub-escalas del Modelo GMQ-F también presentaron adecuados valores de confiabilidad: social ($\alpha = .73$), mejora ($\alpha = .84$), afrontamiento ($\alpha = .77$) y financiera ($\alpha = .88$). Estos resultados indican que los análisis de la fiabilidad individual de cada ítem realizados en ambos modelos (GMQ y GMQ-F) ofrecieron evidencias del buen funcionamiento de todos ellos.

Análisis de regresión múltiple: validez concurrente

Para el análisis de regresión jerárquica, en el primer paso se ingresaron las variables socio-demográficas edad y sexo, y en el segundo paso las escalas de motivos de realización de juegos de apuestas correspondientes a cada uno de los dos modelos analizados. La variable criterio fue el nivel de severidad de problemas con los juegos de apuestas.

Modelo GMQ: En el primer paso, las variables socio-demográficas explicaron el .06% de la varianza de la variable criterio, $F(2, 267) = 8.60 =, p < .001$. Los participantes de sexo masculino ($\beta = -.25, t = 4.13, p < .001$) presentaron puntuaciones más altas en el instrumento de detección de problemas con los juegos de apuestas. La edad de los participantes no estuvo asociada a una mayor severidad. En el segundo paso, el ingreso de las tres escalas del GMQ (social, afrontamiento y mejora) se tradujo en un aumento de la varianza explicada al 28% F cambio (3, 264 = 27.33, $p < .001$). Específicamente, la mayor frecuencia de realización de juegos de apuestas por motivos de mejora ($\beta = .23, t = 3.04, p < .01$) y por motivos de afrontamiento ($\beta = .40, t = 5.58, p < .001$) se asociaron a un mayor nivel de severidad medido por el PGSI. La escala social presentó un efecto negativo sobre el nivel de severidad ($\beta = -.22, t = 3.46, p < .001$). Además, se observó una disminución en el coeficiente de regresión del sexo (de -.25 a -.15), indicando la mediación parcial de los motivos sobre el efecto que ser hombre tiene sobre la variable criterio. Estos resultados se presentan en la tabla 3.

Modelo GMQ-F: El ingreso de las variables socio-demográficas en el primer paso explicó el .06% de la varianza de la variable criterio, $F(2, 267) = 8.60 =, p < .001$. Este aporte se basa en el que los participantes de sexo masculino ($\beta = -.25, t = 4.13, p < .001$) presentaron puntuaciones que indican mayor severidad con los juegos de apuestas. En el segundo paso se ingresaron las cuatro escalas del GMQ-F: social, afrontamiento, mejora y financiera. La varianza explicada aumentó un 28%, llegando a un 34% [F cambio (4, 263 = 27.59, $p < .001$)]. Mayores puntuaciones en la escala de motivos de mejora ($\beta = .16, t = 2.37, p < .05$), de afrontamiento ($\beta = .36, t = 5.70, p < .001$) y también financieros ($\beta = .24,$

$t = 4.34, p < .001$) se asociaron a un mayor nivel de severidad en los problemas asociados a los juegos de apuestas. La escala social presentó un efecto negativo sobre el nivel de severidad ($\beta = -.17, t = 2.73, p < .01$). Se registró, nuevamente, una disminución en el coeficiente de regresión de la variable socio-demográfica sexo (de $-.25$ a $-.15$), indicando la mediación parcial de los motivos de realización de juegos de apuestas sobre la variable criterio. Estos resultados se presentan en la tabla 3.

Tabla 3
Análisis de regresión múltiple para predecir severidad de problemas con los juegos de apuestas.

		GMQ		GMQ-F	
		β	t	β	t
1°	Sexo	-.245	-4.131***	-.245	-4.131***
	Edad	-.020	-.343	-.020	-.343
2°	Sexo	-.152	-2.857**	-.155	-3.042**
	Edad	-.006	-1.104	-.104	-1.997*
	Mejora	.225	3.035*	.161	-2.734*
	Social	-.224	-3.462**	-.168	2.374*
	Afrontamiento	.399	5.584***	.358	5.695***
	Financias	-	-	.236	4.344***
	Durbin-Watson:	2.089			1.997
	R	.532			.582
	R ²	.283			.338

*** $p \leq .001$; ** $p \leq .005$ y * $p \leq .05$

Discusión

El propósito del presente trabajo fue examinar las propiedades psicométricas de estructura y consistencia interna de la versión adaptada al español del Cuestionario de Motivos de Apuestas. El GMQ (Stewart y Zack, 2007), derivado del campo del consumo del alcohol, ha mostrado un adecuado funcionamiento en diversos estudios con jugadores (Parhami et al., 2012; MacLaren et al., 2012; Stewart y Zack, 2007), sin embargo, no cubre un aspecto motivacional que parece ser relevante en los juegos de apuestas: el aspecto financiero (Dechant, 2014; Lee et al., 2007). En el presente estudio se analizó, mediante un análisis factorial confirmatorio, el ajuste de la estructura propuesta por el GMQ (Stewart y Zack, 2007) y también la estructura planteada por el GMQ-F (Dechant, 2014), modelo que incorpora una escala que interroga acerca de la frecuencia de realización de juegos de apuestas por motivos como *apuesto para ganar dinero o ganar cambiaría mi estilo de vida*. Asimismo, y mediante un análisis

de regresión múltiple, se analizó la validez concurrente de las escalas de ambos modelos para predecir el nivel de severidad en los juegos de apuestas.

Un resultado interesante refiere a que un 17% de los participantes (del total de 270 que completó el PGSI) presentó puntuaciones que indican severidad entre moderada y alta con los juegos de apuestas. Esta prevalencia es algo inferior a la reportada en estudios previos con población general (Parhami et al., 2012; Stewart y Zack, 2007) o con apostadores reclutados en cercanías de espacios destinados a carreras de caballos (MacLaren et al., 2012), pero es mayor a la registrada en estudios locales previos (Tuzinkievich et al., 2013a, 2013b). Notablemente, en el presente estudio la muestra estuvo conformada por personas de la comunidad general que habían realizado algún tipo de apuestas en los últimos seis meses, mientras que los datos previos acerca de la prevalencia de juegos de apuestas en población local provienen exclusivamente de población universitaria.

Interesantemente, al igual que lo observado en estudios previos con apostadores, los motivos de afrontamiento, de mejora (MacLaren et al. 2012; Parhami et al., 2012; Stewart y Zack, 2007) y financieros (Dechant, 2014) fueron los más frecuentes entre los jugadores con un nivel alto de severidad en los juegos de apuestas, seguidos por aquellos con severidad moderada y, finalmente, por los apostadores con bajo riesgo de problemas. Ciertamente, los motivos de juegos de apuestas permitieron distinguir entre apostadores con diferentes niveles de severidad. Específicamente, se observaron diferencias significativas en los motivos de afrontamiento y financieros entre todos los grupos de apostadores de diferente nivel de severidad, y en los motivos de mejora entre los de nivel bajo y los dos grupos de mayor severidad. Los motivos sociales, al igual que lo encontrado en estudios previos (Dechant, 2014; MacLaren et al., 2012), no tuvieron la misma utilidad para diferenciar entre estos grupos de apostadores.

Los resultados del análisis factorial confirmatorio indican que el GMQ y el GMQ-F presentan un adecuado ajuste a los datos de la población local. Específicamente, tanto el modelo que plantea los motivos de realización de juegos de apuestas agrupados en tres dimensiones como el modelo que, además, incorpora los motivos financieros, mostraron un excelente ajuste a los datos. Asimismo, todos los ítems mostraron cargas factoriales estandarizadas elevadas. Sumado a esto, todas las escalas de ambos modelos presentaron adecuados valores de consistencia interna ($\leq .70$). El GMQ-F, sin embargo, presentó mejor ajuste que el GMQ en función del error cuadrático medio de aproximación.

El análisis de validez concurrente indicó, de manera similar a lo encontrado en estudios previos, que los hombres presentan una mayor probabilidad de presentar mayor severidad (Stewart y Zack, 2008) o mayor frecuencia (Dechant, 2014) de apuestas que las mujeres. A diferencia de Stewart y Zack (2008), pero coincidiendo con Dechant (2014), no

se registraron diferencias en relación a la edad de los participantes. Las escalas correspondientes a los motivos de mejora y de afrontamiento, tanto del modelo GMQ como del modelo GMQ-F, tuvieron un efecto positivo y significativo sobre la severidad de juegos de apuestas, aun controlando el efecto de las variables socio-demográficas edad y sexo. Estos resultados suman evidencia acerca de la relación que esta variable cognitiva presenta sobre la mayor presencia de problemas con las apuestas. Sumado a esto, la incorporación de la escala referida a la realización de apuestas por motivos financieros aumentó el porcentaje de varianza explicada por los motivos de apuestas del .22 a .28%. Estos resultados sugieren, de manera similar a otros estudios, que la incorporación de motivos referidos a aspectos financieros o monetarios mejora la predicción de una mayor frecuencia de realización de juegos de apuestas (Dechant, 2014) y de problemas con el juego (Lee et al., 2007). La escala de motivos sociales presentó un efecto significativo, aunque negativo, sobre el nivel de problemas. Teniendo en cuenta que esta escala presentó una nula correlación bivariada con el nivel de severidad ($r = .09$), este efecto negativo a nivel multivariado puede deberse a un efecto de supresión. Una situación similar se encontró en estudios previos en relación a la escala conformidad del cuestionario de motivos de consumo de alcohol (Grant et al., 2007; Hauck-Filho et al., 2012; Mezquita et al., 2011).

En conjunto, los resultados del presente estudio indican que los dos modelos analizados presentan un excelente ajuste a los datos provenientes de esta muestra de apostadores de la comunidad general. Sin embargo, el modelo GMQ-F permite una mejor discriminación entre apostadores con diferentes niveles de severidad. Puntualmente, los apostadores con puntuaciones que indican juego problema con consecuencias negativas y pérdida de control realizan apuestas, principalmente, por motivos financieros y la frecuencia de apuestas en respuesta a estos motivos los diferencia del resto de los apostadores. Sumado a esto, el análisis de regresión múltiple aportó mayor evidencia acerca de la utilidad de esta escala para predecir una mayor severidad con los juegos de apuestas. En síntesis, aunque la versión adaptada al español de ambos modelos muestra adecuadas propiedades psicométricas, el modelo propuesto por el GMQ-F se ofrece como una alternativa más completa que el GMQ para la medición de los motivos de apuestas.

Los resultados de este trabajo deben ser considerados en el marco de algunas limitaciones. En primer lugar, la muestra estuvo conformada por un mayor número de mujeres que de varones, y por participantes jóvenes o adultos jóvenes (más de la mitad de los participantes se ubicó en el rango de edad entre 18 y 27 años, y casi el 83% de los participantes tenía entre 18 y 37 años) por lo que es posible la presencia de sesgos relacionados al sexo y a la edad. Además, es posible que existan diferencias entre las personas que accedieron a completar esta encuesta y aquellas que leyeron la invitación pero, aun cumpliendo los requisitos para participar, deci-

dieron no hacerlo. Estas limitaciones dificultan generalizar los resultados al resto de la población, sin embargo, vale destacar que los resultados encontrados coinciden, en general, con aquellos obtenidos a partir de muestras seleccionadas mediante métodos estratificados por ubicación geográfica, edad y sexo (Dechant, 2014). Otra limitación refiere a la medición simultánea de los motivos de apuestas y del nivel de severidad con los juegos de apuestas. Ciertamente, este diseño dificulta la posibilidad de predecir, estrictamente, los problemas asociados a la realización de juegos de apuestas a partir de los motivos. En este sentido, futuros estudios deberían contemplar la posibilidad de utilizar un diseño prospectivo donde los motivos sean evaluados con anterioridad a los problemas. Este tipo de diseño posibilitaría determinar la utilidad de los motivos de apuestas para predecir la presencia de problemas con las apuestas.

Más allá de estas limitaciones, los resultados presentados en este estudio aportan evidencia acerca del adecuado funcionamiento del GMQ y, en especial, del GMQ-F para medir los motivos de realización de juegos de apuestas en población de la comunidad general.

Agradecimientos

Este trabajo ha sido posible gracias al subsidio de la Agencia Nacional de Promoción Científica y Tecnológica (FON-CyT) a nombre de Angelina Pilatti (PICT 2012-1736) y al apoyo del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET, Argentina).

Los autores agradecen la asistencia del Dr. Marcos Cupani (CONICET-UNC) en la realización de los análisis factoriales confirmatorios.

Conflicto de intereses

Los autores declaramos no tener conflictos de intereses.

Referencias

- Bentler, P. (2006). *EQS 6 structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Chambers, R. A. y Potenza, M. N. (2003). Neurodevelopment, impulsivity, and adolescent gambling. *Journal of Gambling Studies*, 19, 53-83.
- Clark, L. (2010). Decision-making during gambling: an interaction of cognitive and psychobiological approaches. *Philosophical Transactions of The Royal Society*, 365, 319-330.
- Cooper, M. L. (1994). Motivations for Alcohol Use Among Adolescents: Development and Validation of a Four-Factor Model. *Psychological Assessment*, 6, 117-128.
- Cooper, M. L., Russell, M., Skinner, J. B., y Windle, M. (1992). Development and validation of a three-dimensional measure of drinking motives. *Psychological Assessment*, 4, 123-132.

- Dechant, K. (2014). Show Me the Money: Incorporating Financial Motives into the Gambling Motives Questionnaire. *Journal of Gambling Studies*, 30, 949-965.
- Dechant, K., y Ellery, M. (2011). The effect of including a monetary motive item on the gambling motives questionnaire in a sample of moderate gamblers. *Journal of Gambling Studies*, 27, 331-344.
- Ferris, J., y Wynne, H. (2001). The Canadian Problem Gambling Index: Final Report. Report to the Canadian Inter-Provincial Advisory Committee. Descargado online el 6 de junio de 2013.
- Frascella, J., Potenza, M.N., Brown, L.L., y Childress, A.R. (2010). Shared brain vulnerability open the way for non-substance addictions: carving addiction at a new joint? *Annals of the New York Academy of Sciences, Addictions Reviews*, 2, 294-315.
- French, M. T., Maclean, J. C., y Ettner, S. L. (2008). Drinkers and bettors: Investigating the complementarity of alcohol consumption and problem gambling. *Drug and Alcohol Dependence*, 96, 155-164.
- George, D. y Mallery, M. (2003). *Using SPSS for Windows Step by Step: a simple guide and reference*. Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., y Tatham, R. L. (2006). *Multivariate Data Analysis*. New Jersey: Pearson.
- Hauck-Filho, N., Teixeira, M. A. P., y Cooper, M. L. (2012). Confirmatory factor analysis of the Brazilian version of the Drinking Motives Questionnaire-Revised (DMQ-R). *Addictive Behaviors*, 37, 524-527.
- Hodgins, D. C., Stea, J. N. y Grant, J. E. (2011). Gambling disorders. *The Lancet*, 378, 1874-1884.
- Hu, L. y Bentler, P. (1995). Evaluating Model Fit. En R. Hoyle (Ed.). *Structural Equation Modelling: Concepts, Issues and Applications* (pp. 76-99). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Huang, J. H., y Boyer, R. (2007). Epidemiology of youth gambling problems in Canada: A national prevalence study. *The Canadian Journal of Psychiatry/La Revue Canadienne de Psychiatrie*, 52, 657-665.
- Huang, J. H., Jacobs, D. F., Derevensky, J. L., Gupta, R., y Paskus, T. S. (2007). Gambling and health risk behaviors among US college student-athletes: Findings from a national study. *Journal of Adolescent Health*, 40, 390-397.
- Korman, L. M., Toneatto, T., y Skinner, W. (2006). Pathological Gambling. En J. E. Fisher y W. T. O'Donohue (Eds.), *Practitioners' guide to evidence-based psychopathology*. New York: Springer.
- Kuntsche, E., y Kuntsche, S. (2009). Development and Validation of the Drinking Motive Questionnaire Revised Short Form (DMQ-R SF). *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 38, 899-908.
- Ladouceur, R., Dubé, D., y Bujold, A. (1994). Prevalence of pathological gambling and related problems among college students in the Quebec metropolitan area. *The Canadian Journal of Psychiatry/La Revue Canadienne de Psychiatrie*, 39, 289-293.
- Ledgerwood, D.M., Alessi, S.M., Phoenix, N., y Petry, N.M. (2009). Behavioral assessment of impulsivity in pathological gamblers with and without substance use disorder histories versus healthy controls. *Drug and Alcohol Dependence*, 105, 89-96.
- Lee, H. P., Chae, P. K., Lee, H. S., y Kim, Y. K. (2007). The five-factor gambling motivation model. *Psychiatry Research*, 150, 21-32.
- Lesieur, H.R. y Blume S.B. (1987). The South Oaks Gambling Screen (SOGS): A new instrument for the identification of pathological gamblers. *The American Journal of Psychiatry*, 144, 1184-1188.
- MacLaren, V. V., Harrigan, K. A., y Dixon, M. (2012). Gambling motives and symptoms of problem gambling in frequent slots players. *Journal of Gambling Issues*, 27, 1-13.
- Mazzardis, S., Vieno, A., Kuntsche, E., y Santinello, M. (2010). Italian validation of the drinking motives questionnaire revised short form (DMQ-R SF). *Addictive Behaviors*, 35, 905-908.
- Merrill, J. E., y Read, J. P. (2010). Motivational pathways to unique types of alcohol consequences. *Psychology of Addictive Behaviors*, 24, 705-711.
- Mezquita, L., Stewart, S. H., Ibáñez, M. I., Ruipérez, M. A., Villa, H., Moya, J., y Ortet, G. (2011). Drinking motives in clinical and general populations. *European Addiction Research*, 17, 250-261.
- Parhami I, Siani A, Campos MD, Rosenthal RJ, y Fong TW (2012). Gambling in the Iranian-American Community and an Assessment of Motives: A Case Study. *International Journal of Mental Health Addiction*, 10, 710-721.
- Satorra, A. (2002). Asymptotic robustness in multiple group linear-latent variable models. *Econometric Theory*, 18, 297-312. <http://dx.doi.org/10.1017/S0266466602182041>
- Steinberg, L., Tremblay, A.M., Zack M., Busto, U.E., y Zawertailo, L.A. (2011). Effects of stress and alcohol cues in men with and without problem gambling and alcohol use disorder. *Drug and Alcohol Dependence*, 119, 46-55. doi: 10.1016/j.drugalcdep.2011.05.011.
- Stewart, S. H., y Zack, M. (2008). Development and psychometric evaluation of a three-dimensional Gambling Motives Questionnaire. *Addiction*, 103, 1110-1117.
- Toce-Gerstein, M., Gerstein, D. R., y Volberg, R. A. (2003). A hierarchy of gambling disorders in the community. *Addiction*, 98, 1661-1672.
- Tuzinkievich, F., Vera B. del V., Caneto, F., Garimaldi, J. y Pilatti, A. (2013a). Poster: Ocurrencia de juegos de apuestas en adolescentes y su relación con distorsiones cognitivas y consumo de alcohol. *Libro de Resúmenes VIII Congreso Latinoamericano Interdisciplinario del Adolescente (CLIOA)*. ISBN: 978-950-33-1078-6

Tuzinkievich, F., Vera B. del V., Caneto, F., Garimaldi, J. y Pilatti, A. (2013b). Poster: Prevalencia de apuestas y su relación con distorsiones cognitivas e impulsividad en estudiantes universitarios. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento, Suplemento (Julio)*, 368-369.

Verdejo-García, A., Lozano, O., Moya, M., Alcazar, M.A., y Pérez-García, M. (2010). Psychometric properties of a Spanish version of the UPPS-P impulsive behavior scale: reliability, validity and association with trait and cognitive impulsivity. *Journal of Personality Assessment*, 92, 70-77.