

ADICCIONES

ISSN / 0214-4840
E-ISSN / 2604-6334

2023
VOL. 35

N.2

PUBLICADO POR:

SOCIDROGALCOHOL

Sociedad Científica Española
de Estudios sobre el Alcohol,
el Alcoholismo y las otras Toxicomanías



FINANCIADO POR:



SECRETARÍA DE ESTADO
DE SANIDAD
DELEGACIÓN DEL GOBIERNO
PARA EL PLAN NACIONAL
SOBRE DROGAS

ADICCIONES

PUBLICADO POR:

SOCIDROGALCOHOL
Sociedad Científica Española
de Estudios sobre el Alcohol,
el Alcoholismo y las otras Toxicomanías



FINANCIADO POR:



EDITOR

José Luis Carballo
Universidad Miguel Hernández de Elche

ASISTENTE TÉCNICO

Andrea López

EDITORES EJECUTIVOS

Maite Cortés
Universidad de Valencia
Gerardo Flórez
Unidad de Conductas Adictivas, CIBERSAM,
Ourense
Sergio Fernández-Artamendi
Universidad Loyola Andalucía

EDITORES ASOCIADOS

Susana Al-Halabí
Universidad de Oviedo
Francisco Arias
Hospital Universitario Doce de Octubre,
Madrid
Albert Espelt
Universidad Autónoma de Barcelona
Eduardo Fonseca
Universidad de La Rioja, CIBERSAM
Leticia García-Alvarez
Universidad de Oviedo, CIBERSAM,
ISPA, Oviedo
Moisés García-Arencibia
Universidad de las Palmas de Gran Canaria
Marta Rodríguez Arias
Universitat de València
Antonio Verdejo
Universidad de Granada
Joan Ramón Villalbí
Agència de Salut Pública de Barcelona

CONSEJO EDITORIAL

Ana Adan Puig
Universidad de Barcelona
Emilio Ambrosio Flores
Universidad Nacional de Educación a Distancia, Madrid
Peter Anderson
Public Health Consultant. Hellerup, Dinamarca
Mark Bellis
John Moores University. Liverpool, Reino Unido
Mats Berglund
Lund University. Malmö, Suecia
Ana Bermejo Barrera
Universidad Santiago de Compostela
Julio Bobes
Universidad de Oviedo – CIBERSAM, ISPA, Oviedo
Colin Brewer
The Stapleford Centre. Londres, Reino Unido
Angel Carracedo
Universidad de Santiago de Compostela
Miguel Casas
Hospital Vall d'Hebron, Barcelona
Cheryl Cherpitel
National Alcohol Research Center. Berkeley, California, Estados Unidos
Mª Isabel Colado
Universidad Complutense, Madrid
Luis de la Fuente
Instituto de Salud Carlos III, Madrid
Magí Farré
Institut Municipal d'Investigació Mèdica, Barcelona
Joanne Fertig
National Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism.
Rockville, Maryland, Estados Unidos
Norman Giesbrecht
Centre for Addiction and Mental Health, Toronto, Canadá
Mª Paz García-Portilla
Universidad de Oviedo – CIBERSAM, ISPA, Oviedo
Ana González Menéndez
Universidad de Oviedo
Ana González-Pinto
Universidad del País Vasco – CIBERSAM, Alava
Antoni Gual Solé
Instituto de Neurociencias, Hospital Clínic, IDIBAPS,
Barcelona
Consuelo Guerri
Centro de Investigación Príncipe Felipe, Valencia
Miguel Gutiérrez
Universidad del País Vasco – CIBERSAM, Alava
William B. Hansen
Tanglewood Research Inc. Greensboro, North Carolina,
Estados Unidos
Nick Heather
Northumbria University. Newcastle Upon Tyne, Reino Unido
Karol L. Kumpfer
University of Utah. Estados Unidos
Ronaldo Laranjeira
Brazilian Society of Addiction. Sao Paulo, Brasil
Francisco Javier Laso
Universidad de Salamanca
Karl Leukefeld
Multidisciplinary Research Center on Drug and Alcohol
Abuse. Lexington, Kentucky, Estados Unidos
Manuel López-Rivadulla
Universidad de Santiago de Compostela
Rafael Maldonado López
Universitat Pompeu Fabra, Barcelona
Una McCann
Johns Hopkins University School of Medicine. Baltimore,
Maryland, Estados Unidos
Iván Montoya
National Institute on Drug Abuse, Washington, Estados
Unidos
Juan Francisco Navas
Universidad Complutense de Madrid
Esa Österberg
National Research and Development Centre for Welfare and
Health. Helsinki, Finlandia
Moirá Plant
University of the West of England. Bristol, Reino Unido
José Antonio Ramos
Universidad Complutense, Madrid
George Ricaurte
Johns Hopkins University School of Medicine. Baltimore,
Maryland, Estados Unidos
Fernando Rodríguez de Fonseca
IMABIS. Hospital Carlos Haya, Málaga
Jesús Rodríguez Marín
Universidad Miguel Hernández de Elche
Stephen Rollnick
University of Wales. Llanedeyrn, Reino Unido
Pilar Alejandra Sáiz
Universidad de Oviedo - CIBERSAM, ISPA, Oviedo, España
Luis San
Parc Sanitari Sant Joan de Déu, CIBERSAM, Barcelona
Joaquín Santodomingo Carrasco
Hospital Ramón y Cajal, Madrid
Roberto Secades
Universidad de Oviedo, Oviedo
Kaija Seppä
University of Tampere, Finlandia
Néstor Szerman
Hospital Universitario Gregorio Marañón, Madrid
Marta Torrén
Hospital de Ntra. Sra. del Mar, Barcelona
Miguel Ángel Torres Fernández
Ex-Presidente de Socidrogalcohol, Valencia
Mª Paz Viveros
Universidad Complutense, Madrid

COMITÉ DE EXPERTOS

Carlos Alonso
Servicio Drogodependencias Castilla La Mancha
Miquel Amengual Munar
Consell de Mallorca, Palma de Mallorca
Belén Arranz
Parc Sanitari S. Joan de Déu, CIBERSAM, Barcelona
Vicent Balanzá
Universitat de València – CIBERSAM, Valencia
María de las Mercedes Balcells-Oliveró
Hospital Clínic de Barcelona, Barcelona
Gregorio Barrio
Instituto Carlos III, Madrid
Jesús Bedate Villar
Universidad de Valencia
Hilario Blasco
Hospital Universitario Puerta de Hierro, CIBERSAM, Madrid
Mª Teresa Bobes-Bascarán
Universidad de Oviedo, CIBERSAM, ISPA, Oviedo
Fran Calvo
Universitat de Girona
Xavier Castells
Departamento de Ciencias Médicas. Universitat de Girona
Ainhoa Coloma-Carmona
Universidad Miguel Hernández de Elche
Ruth Cunill Clotet
Parc Sanitari Sant Joan de Déu. Sant Boi de Llobregat,
Barcelona
Sara Domínguez-Salas
Universidad Loyola Andalucía
Juan José Fernández Miranda
Servicio de Salud Mental del Principado de Asturias, Gijón
Xavier Ferrer Pérez
Fundación Salud y Comunidad, Barcelona.
Francina Fonseca
Institut de Neuropsiquiatria i Addiccions-INAD. Parc de Salut
Mar, Barcelona
Dolores Franco
Universidad de Sevilla
Lorena de la Fuente
Universidad de Oviedo, CIBERSAM, ISPA, Oviedo
José Antonio García del Castillo
Hospital Miguel Hernández de Elche
Marina Garriga
Hospital Clínic de Barcelona, CIBERSAM, Barcelona.
Jose Antonio Giménez Costa
Universitat de València
Lucas Giner
Universidad de Sevilla, Sevilla
Jose Manuel Goikolea
Hospital Clínic, CIBERSAM, Barcelona
Leticia Gonzalez Blanco
Servicio de Salud del Principado de Asturias, CIBERSAM,
ISPA, Oviedo
Alba González de la Roz
Universidad de Oviedo
Josep Guardia Serecigni
Hospital de la Santa Creu i Sant Pau, Barcelona
Celso Iglesias
Servicio de Salud del Principado de Asturias, CIBERSAM,
ISPA, Oviedo
Montse Juan Jerez
Irefrea, Palma de Mallorca
Miguel Angel Landabaso
Centro de Drogodependencias, Barakaldo, Vizcaya
Carla López Núñez
Universidad de Sevilla
Mª Angeles Lorenzo Lago
Hospital Gil Casares, Santiago de Compostela
Oscar M. Lozano Rojas
Universidad de Huelva
Juan José Llopis Llácer
Unidad de Conductas Adictivas, Castelló
Víctor Martínez Loredó
Universidad de Zaragoza
José Martínez-Raga
Hospital Universitario Dr. Peset, Valencia
Isabel Menéndez-Miranda
Servicio de Salud del Principado de Asturias, ISPA, Oviedo
José Miñarro
Universidad de Valencia
Sonia Moncada
Plan Nacional sobre Drogas, Madrid
Miquel Monrás
Unidad de Alcoholología. Hospital Clínic de Barcelona
Alfonso Palmer Pol
Universitat Illes Balears, Palma de Mallorca
Francisco Pascual Pastor
Conselleria de Sanitat, Valencia
Eduardo J. Pedrero Pérez
CAD 4 Ayuntamiento de Madrid
César Pereiro
Plan de Galicia sobre Drogas. A Coruña
Bartolomé Pérez Gálvez
Hospital Universitario de San Juan, Alicante
Josep-Antoni Ramos-Quiroga
Hospital Vall d'Hebron, Barcelona
Juan Luis Recio
Universidad Complutense, Madrid
Carlos Roncero
Hospital Vall d'Hebron, Barcelona
Teresa Salvador Llivina
C. de Estudios sobre Promoción de la Salud, Madrid
Pedro Seijo
Centro de Tratamiento, Ambulatorio de Adicciones
Villamartín, Cádiz
José Ramón Solé Puig
Benito Menni Complejo Asistencial en Salud Mental,
Barcelona
Antonio Terán Prieto
Centro Ambulatorio de Atención a Drogodependientes "San
Juan de Dios", Palencia
Judit Tirado
IMIM – Hospital del Mar, Barcelona
Joan Trujols i Albet
Hospital de la Santa Creu i Sant Pau, Barcelona

DIRIGIR CORRESPONDENCIA A: SOCIDROGALCOHOL ■ Avda. de Vallcarca, 180 ■ 08023 Barcelona
(+34) 932103854 ■ revistaadicciones@socidrogalcohol.org ■ www.socidrogalcohol.org

ISSN: 0214-4840 ■ **E-ISSN:** 2604-6334 ■ **SVPF:** 89010R ■ **DEP. LEGAL:** V-1543-1989

INDEXADA EN: SOCIAL SCIENCES CITATION INDEX (SSCI-JCR), SCIENCE CITATION INDEX EXPANDED (SCIE-JCR), EMBASE, SCOPUS, MEDLINE, PSYCODOC, PSYCINFO, IBECS, ÍNDICE CSIC, LATINDEX, REDALYC, INDEX COPERNICUS, PROQUEST, DIALNET, GOOGLE SCHOLAR, WEB OF SCIENCE (WOS).

EDITORIAL

Sobre la cuestión de inconstitucionalidad planteada por el Tribunal Supremo respecto de la publicidad del juego

On the issue of unconstitutionality raised by the Supreme Court regarding gambling advertising

MARIANO CHÓLIZ MONTAÑÉS.....91

ORIGINALES / ORIGINALS

Diferencias y estabilidad diagnóstica entre trastornos psicóticos inducidos por sustancias y trastornos psicóticos no inducidos
Differences between substance-induced psychotic disorders and non-substance-induced psychotic disorders and diagnostic stability

JULIA CAMBRA ALMERGE, SERGIO SÁNCHEZ-ROMERO, FRANCISCO ARIAS HORCAJADAS.....95

Uso problemático de Internet y trastorno de juego por Internet: Solapamiento y relación con la calidad de vida relacionada con la salud en adolescentes

Problematic Internet use and Internet gaming disorder: Overlap and relationship with health-related quality of life in adolescents

JUAN MANUEL MACHIMBARRENA, MARTA BERANUY, ESPERANZA VERGARA-MORAGUES, LIRIA FERNÁNDEZ-GONZÁLEZ, ESTHER CALVETE, JOAQUÍN GONZÁLEZ-CABRERA.....107

Percepción del consumo de alcohol propio y de allegados en universitarios de primer curso como predictor del consumo a 10 años

Own and others' perceived drinking among freshmen as predictors of alcohol consumption over 10 years

LUCÍA MOURE-RODRÍGUEZ, CARINA CARBIA, MONTSERRAT CORRAL VARELA, AINARA DÍAZ-GEADA, FERNANDO CADAVERA, FRANCISCO CAAMAÑO-ISORNA.....119

La importancia de los patrones de consumo: Diseño de una encuesta que permita evaluar daño relacionado al consumo de cannabis

The relevance of patterns of use: A survey to assess cannabis use-related harm

EUGÈNIA CAMPENY, HUGO LÓPEZ-PELAYO, ANTONI GUAL, MARIA DE LAS MERCEDES BALCELLS-OLIVERO.....135

Incremento de la ingesta de alcohol y drogas como estrategia de afrontamiento en trabajadores hospitalarios durante el brote de COVID-19: Estudio transversal

Self-reported increase in alcohol and drugs intake as a coping strategy in hospital workers during COVID-19 outbreak: A cross-sectional study

AGUSTÍN MADDOZ-GÚRPIDE, MÓNICA LEIRA-SANMARTÍN, ÁNGELA IBÁÑEZ, ENRIQUETA OCHOA-MANGADO.....143

Rasgos de personalidad y psicopatología en adolescentes con adicción a videojuegos

Personality traits and psychopathology in adolescents with videogame addiction

MARTA SÁNCHEZ-LLORENS, MARÍA ISABEL MARÍ-SANMILLÁN, ANA BENITO, FRANCESC RODRÍGUEZ-RUIZ, FRANCISCA CASTELLANO-GARCÍA, ISABEL ALMODÓVAR, GONZALO HARO.....151

Evolución de la mortalidad atribuible al alcohol en España según edad, sexo, causa de muerte y tipo de bebedor (2001-2017)

Evolution of mortality attributable to alcohol in Spain according to age, sex, cause of death and type of drinker (2001-2017)

MARTA DONAT, LUIS SORDO, MARÍA JOSÉ BELZA, JUAN HOYOS, ENRIQUE REGIDOR, GREGORIO BARRIO.....165

Uso problemático de Internet y problemas psicológicos entre estudiantes universitarios con discapacidad

Problematic Internet Use and Psychological Problems among University Students with Disabilities

MARÍA J. PINO OSUNA, CARLOS HERRUZO PINO, VALENTINA LUCENA JURADO, JAVIER HERRUZO CABRERA.....177

REVISIÓN / REVIEW

Mortalidad atribuida al consumo de tabaco en España: Revisión sistemática

Smoking-attributable mortality in Spain: A systematic review

JULIA REY-BRANDARIZ, MÓNICA PÉREZ-RÍOS, MARÍA ISOLINA SANTIAGO-PÉREZ, LEONOR VARELA-LEMA, ALEXANDRA GIRALDO-OSORIO, NEREA MOURINO, ALBERTO RUANO-RAVINA.....185

Revisión sistemática sobre el manejo clínico del dolor crónico y el trastorno por uso de opioides simultáneo

Systematic review on the clinical management of chronic pain and comorbid opioid use disorder

BELTRÁN JIMÉNEZ-FERNÁNDEZ, CRISTINA CALOMARDE-GÓMEZ, ANA LÓPEZ-LAZCANO, ANNA LLIGONA, ANTONI GUAL, HUGO LÓPEZ-PELAYO.....197





BOLETÍN DE SUSCRIPCIÓN

■ DATOS PERSONALES:

Nombre y apellidos
NIF..... Profesión
Dirección Nº Piso
Tel. Población C.P. Provincia
E-mail

■ SUSCRÍBANME A: ADICCIONES. AÑO 2023

España	4 ejemplares y suplementos	50,00 €		suscripción particular
	4 ejemplares	130,00 €		suscripción instituciones
	1 ejemplar	15,00 €		
	1 monográfico	20 €		
Extranjero	4 ejemplares y suplementos	90 €	90 \$	suscripción particular
	4 ejemplares	200 €	200 \$	suscripción instituciones
	1 ejemplar	19 €	19 \$	

Las suscripciones se entenderán por los cuatro ejemplares del año natural en que se realice la suscripción, sea cual sea el momento del año en que ésta se efectúe.

■ PAGARÉ:

- A) **Por domiciliación bancaria (rellenar para ello la orden de pago que está a continuación y enviarnos el original por correo).**
B) Mediante cheque nº. que adjunto a nombre de «Adicciones».
C) Transferencia bancaria a BANCO SABADELL ATLÁNTICO - Ag. Ganduxer, Vía Augusta, 246 - Barcelona
IBAN: ES81 0081 0653 7300 0116 0017
(Es importante que en la orden de transferencia conste claramente el ordenante de la transferencia para poderla identificar adecuadamente).
..... de de 20
(Firma)

ORDEN DE PAGO POR DOMICILIACION BANCARIA

Nombre del titular de la cuenta
Nombre del Banco o Caja de Ahorros

Número Cuenta Corriente o Libreta (ATENCIÓN: DEBE CONSTAR DE 20 DÍGITOS):

Entidad Oficina D.C. Nº

Dirección Banco o C.A.:

Calle o Pza.

Código Postal Población Provincia

Ruego a Vds. Se sirvan tomar nota de que, hasta nuevo aviso, deberán adeudarse en mi cuenta los efectos que les sean presentados para su cobro por "Adicciones, Socidrogalcohol"

..... de de 20

Atentamente (firma del titular)

EDITORIAL

Sobre la cuestión de inconstitucionalidad planteada por el Tribunal Supremo respecto de la publicidad del juego

On the issue of unconstitutionality raised by the Supreme Court regarding gambling advertising

MARIANO CHÓLIZ MONTAÑÉS*

* Unidad de investigación: "Juego y adicciones tecnológicas", Universidad de Valencia, España.

En las postrimerías del siglo pasado, la ludopatía dejó de entenderse como un vicio o un problema de la voluntad, para ser considerada un trastorno mental, según las dos clasificaciones de las enfermedades mentales más importantes en el ámbito científico y sanitario: el DSM-III (APA, 1980) y la CIE-9 (OMS, 1978). En ese momento se consideró que el juego patológico se trataba de un trastorno de control de los impulsos; es decir, una patología mental cuyos principales síntomas se caracterizan por la incapacidad de dejar de jugar, aunque a la persona le vaya en ello su peculio, la salud y el bienestar de su propia familia.

Ya en el siglo XXI, las ediciones actuales de ambas clasificaciones -el DSM-5 (APA, 2013) y la CIE-11 (OMS, 2018)- entienden que lo que caracteriza a esta enfermedad mental, más allá de la dificultad para dejar de apostar, es la propia necesidad de jugar; es decir, la dependencia del juego que tiene la persona jugadora. La demostración científica de este fenómeno adictivo se constata en el hecho de que existe "... evidencia de que la conducta de juego activa el sistema de refuerzo de forma similar a como lo hacen las drogas de abuso

y produce síntomas conductuales comparables a los provocados por los trastornos por el uso de sustancias" (APA, 2013, p. 481). Por ese motivo, actualmente el juego patológico se considera una enfermedad mental dentro de la categoría de los trastornos adictivos. Y así se reconoce tanto en el DSM-5 como en la CIE-11.

La consideración del juego patológico como un trastorno adictivo, más allá de la precisión conceptual a la que todo conocimiento científico aspira, tiene evidentes implicaciones sobre la salud y, más en concreto, sobre la prevención de la enfermedad. Y esto es así porque se entiende que es el juego y, más concretamente, la actividad de apostar, la responsable, en última instancia, de una de las enfermedades mentales que pueden provocar la ruina económica, personal y familiar de las personas afectadas. Es por ello, que las actividades preventivas deben pasar, inexcusablemente, por controlar la causa del problema; es decir: el juego.

El juego, por otra parte, es una actividad económica en la cual están implicadas empresas y agentes sociales, además de la propia Administración. Los ingresos de las empresas de juego proceden de lo que juegan -aunque sería

■ Recibido: Octubre 2022; Aceptado: Octubre 2022.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334

■ Enviar correspondencia a:

Mariano Chóliz Montañés. Universidad de Valencia, España.
E-mail: mariano.choliz@uv.es

más preciso decir, de lo que pierden- los jugadores. Tan es así, que el juego está organizado de forma tal que, cuanto más juego exista, mayores serán los ingresos de las empresas, dado que en todos los casos la esperanza matemática -el valor esperado- siempre es favorable para quien gestiona el juego.

Nos encontramos, entonces, con un conflicto de intereses que no es posible eludir. Las empresas de juego obtienen mayores ingresos cuanto más juego se produzca en la sociedad. Por otro lado, el juego es una actividad que puede provocar adicción; es decir: una enfermedad caracterizada por una necesidad irrefrenable de jugar. El problema es que cuanto más juega una persona, no solamente se incrementa la probabilidad de perder, sino también la de desarrollar un trastorno mental. Un trágico círculo vicioso para el jugador y un rentable círculo virtuoso para las empresas de juego.

En una sociedad como la que nos encontramos, la publicidad y las estrategias de marketing suelen tener un papel fundamental en la promoción del consumo. Se magnifican los aspectos deseables del producto que se pretende vender y se minimizan los negativos, con la expectativa de que se consuma el objeto de la mercancía.

Y es aquí donde radica el problema, puesto que el juego es un producto tóxico, si entendemos por toxicidad la posibilidad que tiene un elemento de producir daño en el organismo cuando se produce una interacción entre ambos. Nada le pasaría a una persona si no jugara. Solamente si se apuesta se pone en marcha la ruleta... rusa.

Se da la circunstancia de que cuando se legalizaron bingos, máquinas y casinos en España, allá por 1977, se restringió su publicidad, entendiendo el legislador preconstitucional que el juego tenía riesgos y que no convenía promocionar excesivamente su uso. A principios de este siglo apareció el juego online, gestionado por empresas extranjeras, puesto que en España no existía en ese momento normativa alguna que lo permitiera. Sin embargo, no solamente se llegó a comercializar un producto sin las autorizaciones preceptivas para esta actividad comercial, sino que estuvo acompañado desde el principio por campañas publicitarias y técnicas de marketing de la que carecían (por estarles vedadas) algunos juegos legales, como casinos, bingos o máquinas. De hecho, el propio Tribunal Supremo sentenció en 2017 que las empresas que habían estado operando el juego online antes de la Ley 13/2011 no lo hacían legalmente.

Finalmente, la Ley 13/2011 de regulación del juego legalizó el juego online y las primeras licencias para operar se otorgaron en julio de 2012. A partir de entonces el mercado de juego online intensificó todavía más tanto la oferta como su promoción comercial, lo que condujo a un incremento continuo del gasto en este tipo de juego (DGOJ, 2022). La consecuencia de ello fue el desarrollo de un problema de salud pública, debido al desarrollo de adicción al juego on-

line (Chóliz, 2016; Chóliz, Marcos y Lázaro-Mateo, 2021), lo cual ha sido especialmente grave en los casos de adolescentes o menores de edad (Chóliz y Marcos, 2022).

A pesar de que el artículo 7.2 de la Ley del juego establecía que la publicidad debía regularse por parte de la Administración, tuvieron que pasar casi diez años y tres intentos normativos para que se materializara dicha regulación mediante el Real Decreto 958/2020 de comunicaciones comerciales de las actividades del juego. Ello ha sido una muestra palpable de la dificultad en legislar sobre el juego, tal y como se puso de manifiesto en una editorial de esta revista (Chóliz y Sáiz-Ruiz, 2016).

Actualmente este real decreto corre el riesgo de ser nulo de pleno derecho, en el caso de que el Tribunal Constitucional sentencie favorablemente la cuestión de inconstitucionalidad planteada por el Tribunal Supremo contra el artículo 7.2 de la Ley 13/2011. Dicha cuestión ha sido consecuencia de la impugnación de la patronal del juego online, JDigital, que ve en la regulación de la publicidad del juego una limitación a su derecho constitucional de libertad de empresa.

Sin entrar a discutir sobre cuestiones estrictamente legales, como son si la regulación de la publicidad realmente supone un atentado contra la libertad de empresa -cuando claramente está incitando al consumo de una actividad que puede tener efectos tóxicos- o de si un real decreto es el marco regulatorio apropiado para restringir dicho derecho —cuando se trata de una actividad económica cuyos ingresos provienen directamente de lo que pierden los jugadores—, lo que entendemos que tendría que tener en cuenta el Alto Tribunal es que el juego es la principal causa del desarrollo de un trastorno mental, que es una cuestión de salud. Y cuando mediante la publicidad y el marketing se promociona dicha actividad a escala social, la enfermedad mental se convierte en un problema de salud pública.

Ante la existencia de un conflicto de derechos: libertad de empresa y salud pública, ambos recogidos en la Constitución, debería prevalecer el derecho a la salud. La libertad de empresa puede ser un derecho constitucional, pero el derecho a la salud, además de estar presente en el artículo 43 de la Constitución española de 1978, también se recoge en el artículo 25 de la Declaración Universal de los Derechos Humanos. En un estado democrático, social y de derecho los ciudadanos debemos estar protegidos por nuestras instituciones.

Referencias

APA, American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorder, Fifth Edition (DSM-5)*. Washington, DC: American Psychiatric Association Pub.

- APA, American Psychiatric Association. (1980). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorder, Third Edition (DSM-III)*. Washington, DC: American Psychiatric Pub.
- Chóliz, M. (2016). The challenge of online gambling: The effect of legalization on the increase in online gambling addiction. *Journal of Gambling Studies*, 32, 749–756. doi:10.1007/s10899-015-9558-6.
- Chóliz, M. y Marcos, M. (2022). “That’s no country for ‘young’ men”: A critical perspective on responsible online gambling policies for gambling disorder prevention in Spanish minors. *Journal of Gambling Issues*, 49, 158–173. doi:10.4309/jgi.2022.49.7.
- Chóliz, M., Marcos, M. y Lázaro-Mateo, J. (2021). The risk of online gambling: A study of gambling disorder prevalence rates in Spain. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 19, 404–417.
- Chóliz, M. y Sáiz-Ruiz, J. (2016). ¿Por qué (también) es tan difícil legislar sobre juego en España? Un ‘déjà vu’ de lo ocurrido con el alcohol. *Adicciones*, 28, 189–193. doi:10.20882/adicciones.886.
- DGOJ, Dirección General de Ordenación del Juego (2022). *Mercado del juego online estatal*. Recuperado de <https://www.ordenacionjuego.es/es/mercado-juego-online-estatal.html>.
- OMS (1978). *The ICD-9 classification of mental and behavioural disorders*. Geneva: WHO.
- OMS (2018). *Manual of the International Statistical Classification of Diseases, Injuries, and Causes of Death, 11th Revision*. Recuperado de <https://icd.who.int/browse11/1-m/en#/http%3a%2f%2fid.who.int%2fid%2fentity%2f499894965>.

ORIGINAL

Diferencias y estabilidad diagnóstica entre trastornos psicóticos inducidos por sustancias y trastornos psicóticos no inducidos

Differences between substance-induced psychotic disorders and non-substance-induced psychotic disorders and diagnostic stability

JULIA CAMBRA ALMERGE*; SERGIO SÁNCHEZ-ROMERO**; FRANCISCO ARIAS HORCAJADAS*.

* Servicio de Psiquiatría, Hospital Universitario 12 de Octubre, Madrid, España.

** Servicio de Psiquiatría, Hospital Universitario Fundación Alcorcón, Madrid, España.

Resumen

Se han propuesto distintas hipótesis para explicar la comorbilidad entre trastornos psicóticos y por consumo de sustancias, siendo una de ellas la capacidad de algunas de inducir cuadros psicóticos, aunque la transición de episodios psicóticos inducidos por sustancias a esquizofrenia ha sido menos estudiada. En este trabajo se determinan variables diferenciales entre individuos con psicosis inducidas y no inducidas, y se analiza la evolución y el cambio de diagnóstico de las inducidas a esquizofrenia en el seguimiento. Es un estudio observacional de casos y controles con 238 pacientes ingresados en la unidad de agudos de un Hospital General de Madrid (España) por episodios psicóticos entre diciembre de 2003 y septiembre de 2011. Se incluyeron 127 en el grupo de trastornos psicóticos no inducidos por sustancias (TPNIS) y 111 en el de inducidos por sustancias (TPIS), según la Clasificación Internacional de Enfermedades. Se compararon características sociodemográficas, clínicas, antecedentes personales y familiares, de consumo de sustancias, estabilidad diagnóstica y evolución. El grupo de TPNIS presentó mayores puntuaciones en gravedad y sintomatología negativa mientras que el de TPIS tuvo más antecedentes personales de trastorno de personalidad y familiares de adicciones, y más sintomatología positiva. A los seis años un 40,9% de TPIS cambió a diagnóstico de esquizofrenia, presentando más antecedentes familiares de trastornos psicóticos y de adicciones, y una peor evolución con más visitas a urgencias y reingresos que los sujetos con estabilidad diagnóstica. Por tanto, habrá que prestar especial atención a este grupo de sujetos por su potencial gravedad y por el mayor riesgo de desarrollar un trastorno psicótico crónico. **Palabras clave:** trastorno psicótico inducido por sustancias, psicosis, adicción, esquizofrenia, estabilidad diagnóstica

Abstract

Several hypotheses have been proposed to explain the comorbidity between psychotic disorders and substance use, one of them being the capacity of some to induce psychotic symptoms, although the transition from psychotic episodes induced by substances to schizophrenia has been less studied. In this study, differential variables between patients with induced and non-induced psychosis are determined, and the evolution and change of diagnosis of those induced to schizophrenia in the follow-up is analyzed. This is an observational case-control study with 238 patients admitted to the acute care unit for psychotic episodes between December 2003 and September 2011. The group of non-substance-induced psychotic disorders (NSIPD) included 127 patients, with 111 in the substance-induced (SIPD) group, according to the International Classification of Diseases. Sociodemographic and clinical characteristics, personal and family history, substance use, diagnostic stability and progression were compared. The NSIPD group showed higher scores in severity and in negative symptoms and more family history of psychosis. The SIPD group presented more personal history of personality disorder and family history of addictions and more positive symptoms. At 6 years of follow-up, 40.9% of ISDP changed to a diagnosis of schizophrenia, presenting more family history of psychotic disorders and worse progression with more visits to the emergency department and readmissions, than subjects who maintained diagnostic stability. Therefore, special attention should be paid to this group of patients because of the potential severity and the increased risk of developing a chronic psychotic disorder.

Key words: substance-induced psychotic disorder, psychosis, addiction, schizophrenia, diagnostic stability

■ Recibido: Febrero 2019; Aceptado: Mayo 2020.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334

■ Enviar correspondencia a:

Julia Cambra Almerge. Servicio de Psiquiatría. Hospital Universitario 12 de Octubre. Avda. de Córdoba s/n. 28041, Madrid, España.
E-mail: julia.cambra@salud.madrid.org

La relación entre el uso de sustancias y los trastornos psicóticos sigue siendo fruto de debate en círculos académicos y clínicos (Mathias, Lubman y Hides, 2008), a pesar de que es ampliamente conocido el potencial de las drogas de abuso para inducir cuadros psicóticos en personas con vulnerabilidad, entre las que se incluyen alcohol, cannabis o cocaína (Paparelli, Di Forti, Morrison y Murray, 2011; Rognli, Berge, Håkansson y Bramness, 2015; Soyka, 2008; Zawilska y Wojcieszak, 2013). El consumo de sustancias psicoactivas puede provocar sintomatología psicótica en diferentes cuadros incluyendo intoxicación aguda, abstinencia, delirium por intoxicación o abstinencia, trastornos afectivos con síntomas psicóticos inducidos por sustancias y trastornos psicóticos inducidos por sustancias (TPIS) (Keshavan y Kaneko, 2013). El TPIS ha sido conceptualizado como un grupo de fenómenos psicóticos que aparece durante el consumo de una sustancia psicoactiva o en las dos semanas después de él, persisten al menos 48 horas y no se prolongan más de seis meses (Organización Mundial de la Salud, 1992). En ocasiones los síntomas se mantienen a pesar del cese del consumo (Chen et al., 2003; Schuckit, 2006). Para los clínicos es difícil distinguir entre un trastorno psicótico no inducido por sustancias (TPNIS) o primario con un trastorno por consumo de sustancias comórbido, y un TPIS (Mathias et al., 2008).

Está demostrado que el uso regular de sustancias psicoactivas, especialmente de cannabis, puede inducir experiencias psicóticas habitualmente de carácter transitorio (Gage, Hickman y Zammit, 2016), asociándose al desarrollo de esquizofrenia en individuos vulnerables (Callaghan et al., 2012; Fonseca-Pedrero, Lucas-Molina, Pérez-Albéniz, Inchausti y Ortuño-Sierra, 2020; García Álvarez, Gomar, García-Portilla y Bobes, 2019; Semple, McIntosh y Lawrie, 2005). En un 55% de los primeros episodios psicóticos se presenta un trastorno por uso de sustancias comórbido (Abdel-Baki, Ouellet-Plamondon, Salvat, Grar y Potvin, 2017; Myles, Myles y Large, 2015), y a su vez también existe comorbilidad significativa entre esquizofrenia y trastornos por uso de sustancias (Caton et al., 2005), siendo el cannabis la droga más estudiada. En cuanto a otras sustancias psicoactivas, se ha argumentado que aunque la dependencia del alcohol predice las experiencias psicóticas, no causa psicosis *per se* (Soyka, 2008). En la misma línea, y pese a que la psicosis inducida por anfetaminas está bien documentada, la contribución de la anfetamina como causa de la esquizofrenia por sí misma es dudosa (Chaudhury, Krishna y Kumar, 2016). La investigación sobre la cocaína y los opiáceos como factor de riesgo para la esquizofrenia es limitada (Gregg, Barrowclough y Haddock, 2007).

Así pues, poder distinguir entre las psicosis primarias y las inducidas por sustancias es un aspecto importante para entender el curso de la enfermedad y planificar un adecuado tratamiento, sobre todo en fases iniciales (Arias et al., 2013; Fiorentini et al., 2011). Algunos estudios se han

centrado en investigar factores de riesgo que expliquen la inestabilidad diagnóstica de los TPIS, tanto sociodemográficos como clínicos (Caton et al., 2007; Mathias et al., 2008; Mauri, Di Pace, Reggiori, Paletta y Colasanti, 2017; Niemi-Pynttari et al., 2013; Sara, Burgess, Malhi, Whiteford y Hall, 2014; Starzer, Nordentoft y Hjorthøj, 2018), concluyendo que no existiría una psicopatología específica de los trastornos psicóticos inducidos (Baldacchino et al., 2012; Chaudhury et al., 2016).

En algunos casos, tras las psicosis inducidas por sustancias psicoactivas se desarrollarán psicosis crónicas, sin embargo no están claros los factores de riesgo asociados a los TPIS que inducen un trastorno mental permanente (Chen, Hsieh, Chang, Hung y Chan, 2015). Los estudios que examinan la estabilidad diagnóstica de primeros episodios psicóticos muestran resultados heterogéneos (Fusar-Poli et al., 2016), la influencia del consumo de drogas en la evolución de las psicosis inducidas a esquizofrenia ha sido escasamente analizada, y en la mayoría de los estudios el consumo de sustancias suele ser criterio de exclusión (Pedrós, Martí, Gutiérrez, Tenias y Ruescas, 2009). No obstante, en los últimos años se han desarrollado varias investigaciones dedicadas a evaluar la conversión de TPIS a esquizofrenia o trastorno bipolar (Alderson et al., 2017; Chen et al., 2015; Mauri et al., 2017; Niemi-Pynttari et al., 2013; Sara et al., 2014; Shah, Chand, Bandawar, Benegal y Murthy, 2017; Starzer et al., 2018). Cuatro de ellos hallaron un mayor riesgo de conversión a esquizofrenia de TPIS (Alderson et al., 2017; Chen et al., 2015; Niemi-Pynttari et al., 2013; Sara et al., 2014; Starzer et al., 2018), con cifras variables. Alderson et al. (2017) señalaron un riesgo de paso a esquizofrenia en 5 años del 17,3%, ocurriendo la mitad en los dos primeros años y un 80% en los 5 primeros tras el diagnóstico de psicosis inducida por sustancias, mientras que Sara et al. (2014) concluyeron que la conversión a esquizofrenia fue del 46% en 11 años de seguimiento y una investigación de cohortes a 11 años de seguimiento encontró cifras del 22,5% (Chen et al., 2015). Por otro lado, una investigación comparó TPIS con TPNIS con trastorno por uso por sustancias comórbido, encontrando porcentajes de estabilidad diagnóstica y de diagnóstico de esquizofrenia similares en el seguimiento (Mauri et al., 2017). Diferenciando por sustancias, se ha propuesto que el riesgo acumulado de conversión de TPIS a trastornos del espectro de la esquizofrenia sería del 46% para cannabis, del 30% para anfetaminas y del 5% para alcohol, produciéndose la conversión antes de los tres años (Niemi-Pynttari et al., 2013). No obstante, las investigaciones orientadas a estudiar las variables que influyen en la relación entre el consumo de cannabis y el riesgo de psicosis son escasas (Fonseca-Pedrero et al., 2020), lo que también ocurre con el resto de sustancias.

La distinción entre una psicosis inducida por sustancias y un trastorno psicótico primario es importante porque requiere enfoques de tratamiento diferentes. A pesar de esto,

hay escasos estudios sobre las diferencias entre ambos cuadros y sobre la estabilidad diagnóstica longitudinal en individuos con psicosis inducidas por sustancias. El objetivo de este trabajo fue comparar las características sociodemográficas, clínicas, así como los antecedentes personales y familiares psiquiátricos y de consumo de sustancias psicoactivas entre sujetos con trastornos psicóticos inducidos por sustancias y con trastornos psicóticos no inducidos, averiguar la proporción de individuos con TPIS que cambió de diagnóstico a esquizofrenia y estudiar su evolución. Una de las hipótesis del trabajo fue la existencia de diferencias entre individuos con psicosis inducidas y primarias, aunque los resultados de las investigaciones por el momento sean heterogéneos, y otra que el grupo de psicosis inducidas con cambio de diagnóstico presentará peor evolución.

Método

Participantes

Se trata de un estudio observacional de casos y controles, constituyendo los casos un grupo de pacientes con trastornos psicóticos inducidos por sustancias (TPIS), y los controles, el grupo de sujetos con trastornos psicóticos no inducidos por sustancias (TPNIS) sin criterios de consumo perjudicial o dependencia de sustancias, excluyendo tabaco. Se incluyeron un total de 238 individuos, 127 en el grupo de TPNIS que recibieron diagnóstico al alta de esquizofrenia (F20) según la clasificación Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-10), 51 de los cuales presentaba dependencia de tabaco. En el grupo de sujetos con TPIS se incluyeron 111 participantes, 71 (68,3%) con trastorno psicótico debido al consumo de cannabinoides (F12.5), 14 (13,5%) con trastorno psicótico debido al consumo de cocaína (F14.5), tres (2,9%) un trastorno psicótico debido al consumo de alcohol (F10.5) y 16 (15,4%) un trastorno psicótico debido al consumo de múltiples drogas o de otras sustancias psicótropas (F19.5). Las edades del grupo de TPIS estuvieron comprendidas entre los 18-50 años, con una media de 29,64 años (d.e.=7,21), mientras que las de TPNIS fueron de 18-72 años, con media de 40,61 (d.e.=13,23).

Se analizaron las características sociodemográficas y clínicas, así como los antecedentes personales y familiares psiquiátricos y de consumo de sustancias adictivas, la estabilidad diagnóstica y la evolución.

Procedimiento del estudio

Se reclutó de forma prospectiva a los sujetos que ingresaron por episodios psicóticos en la Unidad de Agudos del Hospital Universitario Fundación Alcorcón (Madrid), en el periodo de tiempo comprendido entre noviembre del año 2003 y septiembre de 2011, que cumplieran criterios de inclusión y de exclusión y aceptaron participar en el estudio firmando el consentimiento informado. Se seleccionaron

los que fueron asignados al investigador principal, considerando la muestra representativa del total de individuos hospitalizados por episodios psicóticos ya que, a su ingreso, eran asignados de manera consecutiva a los psiquiatras de la unidad, incluido el investigador principal.

Los criterios de inclusión fueron tener edad mayor de 18 años, pertenecer al área sanitaria correspondiente al Hospital Universitario Fundación Alcorcón, haber presentado un episodio psicótico con hospitalización psiquiátrica durante noviembre del año 2003 y septiembre de año 2011 y no padecer patología orgánica cerebral comórbida. Los criterios de exclusión fueron pertenecer a otra área sanitaria, presentar patología orgánica cerebral comórbida y rechazar la participación o no firmar el Consentimiento Informado. En el grupo de TPNIS además de los criterios previamente descritos, se fijó como criterio de exclusión la presencia de trastorno por uso de sustancias, salvo tabaco.

Las variables sociodemográficas, antecedentes personales y familiares, y datos de consumo de sustancias, se obtuvieron durante la hospitalización en la que se reclutaron los pacientes, mediante una entrevista clínica inicial el primer día del ingreso entre el investigador principal (psiquiatra experimentado de la unidad), el paciente y sus familiares cuando éstos estuvieron disponibles. También en esa primera entrevista se evaluó la sintomatología psicótica con la Escala de Síndrome Positivo y Negativo para la Esquizofrenia (PANNS) y la gravedad con la Escala de Impresión Clínica Global (CGI). En la última entrevista clínica antes del alta el investigador principal realizó el diagnóstico de trastorno de personalidad, el de adicción a sustancias si la hubiera y el de trastorno psicótico, según criterios diagnósticos CIE-10.

La recogida de las variables de seguimiento se realizó mediante la revisión sistemática de historias clínicas informatizadas de manera periódica hasta noviembre del año 2011 y, de manera retrospectiva y transversal en junio de 2017. El diagnóstico final, el consumo y el resto de variables de seguimiento, como el número de hospitalizaciones o de visitas a urgencias en el periodo comprendido entre noviembre de 2011 y junio de 2017, se obtuvieron de las anotaciones en la historia clínica informatizada de los profesionales de referencia y de las sucesivas visitas a urgencias y hospitalizaciones psiquiátricas. Dado que el Hospital Universitario Fundación Alcorcón es el de referencia para esa área sanitaria, los pacientes suelen acudir a dicho centro en caso de urgencia o ingreso psiquiátrico, así que la historia informatizada recoge todos los episodios. Un total de 27 sujetos fueron excluidos por rechazar la participación y firma de consentimiento informado, se produjo pérdida de dos casos por fallecimiento por causas orgánicas, diez cambiaron de domicilio, y en el resto se obtuvo una elevada pérdida de datos sobre las variables.

Para evaluar la estabilidad diagnóstica se dividió el grupo de TPIS en uno denominado «permanencia diagnósti-

ca» y en otro «cambio diagnóstico», en función de si mantenían o no el mismo diagnóstico que en el reclutamiento.

Instrumentos de medida

- Escala de Síndrome Positivo y Negativo para la Esquizofrenia (PANSS): desarrollada por Kay, Fiszbein y Opler (Kay, Fiszbein y Opler, 1987) y adaptada al español por Peralta y Cuesta (1994) es uno de los instrumentos más empleados para evaluar la sintomatología en pacientes con diagnóstico de esquizofrenia. Se trata de una escala heteroaplicada mediante una entrevista semiestructurada de unos 45 minutos de duración. Su versión original está compuesta por 30 ítems agrupados en tres factores: síndrome positivo (formado por 7 ítems), síndrome negativo (compuesto por 7 ítems) y psicopatología general (compuesto por 16 ítems). Las puntuaciones de cada ítem oscilan en un rango de 1 (ausente), 2 (límite con la normalidad), 3 (leve), 4 (moderado), 5 (moderado/severo), 6 (severo) y 7 (extremadamente grave). Las principales propiedades psicométricas están actualmente bien documentadas (Kay, Opler y Lindenmayer, 1989; Kay y Sevy, 1990). Wallwork, Fortgang, Hashimoto, Weinberger y Dickinson (2012) propusieron un modelo de cinco factores de la PANSS con factores etiquetados como «positivo», «negativo», «cognitivo», «depresivo» y «excitativo». En un estudio español, la consistencia interna para el modelo de cinco factores varió de 0,59 (factor excitado) a 0,90 (factor negativo). Aunque la consistencia interna del factor excitado está por debajo del límite habitualmente aceptado de 0,70, encontrándose cerca de 0,60, se trata de un límite aceptable para escalas breves (Rodríguez-Jiménez et al., 2013).
- Escala de Impresión Clínica Global (CGI): se emplea para valorar la gravedad de la enfermedad del paciente, valorando la psicopatológica del sujeto en cuatro subescalas: síntomas positivos, negativos, cognitivos, depresivos y una puntuación global de psicopatología. La puntuación varía entre 0 y 7 puntos, indicando mayor gravedad a mayor puntuación (Kadouri, Coeuble y Falissard, 2007).

Aspectos éticos

La participación en el estudio fue voluntaria, por lo que todos los participantes dieron su consentimiento para participar en el proyecto. El estudio fue aprobado por el Comité de Ética de Investigación Clínica (CEIC) del Hospital Universitario Fundación Alcorcón (Madrid) y financiado por el Plan Nacional Sobre Drogas.

Análisis estadístico

Se emplearon los estadísticos descriptivos media y desviación estándar para las variables cuantitativas, y frecuencias para las cualitativas. Las variables cuantitativas se com-

pararon mediante *t* de Student, una vez comprobado que cumplían la normalidad con el test de Kolmogorov-Smirnov, y teniendo en cuenta la homogeneidad de varianzas mediante la prueba de Levene. Para comparar las variables cualitativas se utilizó el test de *Chi* cuadrado y en los casos que no se cumplían las condiciones para esta prueba, se aplicó el test exacto de Fisher. Para el análisis de los datos se utilizó la herramienta IBM Statistical Package for the Social Sciences (SPSS), versión 23 (IBM SPSS, IBM Corp, Armonk, NY). Se estableció un nivel de significación estadística de $p < 0,05$ y se calcularon los grados de libertad y tamaños de efecto.

Resultados

Análisis comparativo de TPIS y TPNIS

Los datos sociodemográficos se recogen en la tabla 1. En la tabla 2 se describe la comparativa de características de inicio del trastorno y la sintomatología valorada mediante las escalas PANSS y la ICG. La comparativa de antecedentes familiares de adicción a sustancias y de trastorno psicótico se detalla en la tabla 3. Los diagnósticos de trastorno de personalidad fueron mayores en el grupo de TPIS, con diferencias estadísticamente significativas ($\chi^2 = 40,61$; $p < 0,01$), con un 19,8% de trastornos de personalidad en el grupo de TPNIS y un 57,7% en el de TPIS, cuyos resultados se detallan en la tabla 4. El consumo de sustancias en los sujetos con TPIS al momento del reclutamiento se recoge en la tabla 5.

Estabilidad diagnóstica y evolución

De los 44 sujetos del grupo de TPIS de los que se obtuvieron datos de diagnósticos en el seguimiento, 18 (40,9%) cambió de diagnóstico a TPNIS (grupo denominado «cambio diagnóstico»), mientras que 26 (59,1%) permaneció como TPIS (grupo denominado «permanencia diagnóstica»). En el grupo de TPNIS, 37 sujetos presentaba dependencia de tabaco y un paciente consumo ocasional. Los resultados del consumo del grupo TPIS en la evolución según la estabilidad diagnóstica se detallan en la tabla 6, y la comparativa de historia familiar y variables de seguimiento en la tabla 7.

Discusión

La media de edad de los casos del grupo de TPIS fue de 29,64 años, mientras que la del grupo de TPNIS fue de 40,61 años, lo que podría explicarse por la inclusión en el estudio de pacientes con trastornos psicóticos crónicos de mayor tiempo de evolución que los TPIS ya que no se trata de un estudio de primeros episodios psicóticos. Un estudio (Singal, Bhat, Srivastava y Prakash, 2015) obtuvo una media de edad de 31,52 para su grupo de psicosis primarias y de 37,47 años en el de las inducidas por sustancias, cifras distintas a esta investigación pues incluía primeros

Tabla 1. *Características sociodemográficas.*

		TPNIS n (%)	TPIS n (%)	c ²	p
Sexo	Hombre	66 (52%)	98 (88,3%)	36,47	0,01
	Mujer	61 (48%)	13 (11,7%)		
Estado civil	Soltero	86 (69,9%)	69 (69,7%)	0,12	0,94
	Casado/en pareja	27 (21,9%)	23 (23,2%)		
	Otros	10 (8,2%)	7 (7,1%)		
Convivencia	Familia origen	66 (54,5%)	60 (61,2%)	5,64	0,23
	Familia propia	31 (25,6%)	21 (21,4%)		
	Solo	18 (14,9%)	9 (9,2%)		
	Institución	4 (3,3%)	2 (2,1%)		
	Otros	2 (1,7%)	6 (6,1%)		
Nivel de estudios	Sin estudios	5 (4,5%)	2 (2,9%)	21,84	0,01
	Primarios	71 (63,4%)	37 (54,4%)		
	Medios	23 (20,5%)	23 (33,9%)		
	Universitarios	13 (11,6%)	6 (8,8%)		
Situación laboral	Labores domésticas	21 (17,6%)	7 (8%)	67,24	0,01
	Desempleado	18 (15,1%)	42 (47,7%)		
	Empleado	19 (16,0%)	29 (33,0%)		
	Autónomo	32 (26,9%)	1 (1,1%)		
	Pensionista	26 (21,9%)	2 (2,3%)		
	Estudiante	3 (2,5%)	6 (6,9%)		
	Otros	0 (0,0%)	1 (1,1%)		
Residencia	Urbana	99 (80,5%)	68 (72,3%)	1,99	0,16
	Rural	24 (19,5%)	26 (27,7%)		

Tabla 2. *Análisis comparativo de características del inicio del trastorno, de la Escala de Síndrome Positivo y Negativo para la Esquizofrenia (PANSS) y de la Escala de Impresión Clínica Global (CGI).*

	TPNIS Media (d.e.)	TPIS Media (d.e.)	t	gl	p	d
Edad primeros síntomas psiquiátricos^a	24,6 (8,33)	26,3 (6,42)	-1,67	196,65	0,09	-0,23
Edad del diagnóstico^a	26,9 (9,32)	27,4 (6,61)	-0,48	178,83	0,63	-0,07
Edad primera hospitalización^a	30,2 (11,74)	27,9 (6,73)	1,76	180,35	0,08	0,23
Duración primera hospitalización^b	19,9 (13,96)	13,3 (9,67)	4,07	203,55	0,01	0,52
PANSS-P	22,36 (7,49)	24,73 (5,53)	-2,55	189,95	0,01	-2,34
PANSS-N	23,60 (8,45)	12,53 (5,84)	10,69	184,31	0,01	11,07
PANSS-G	37,30 (9,47)	34,39 (0,53)	1,92	110,89	0,06	0,33
CGI	4,76 (0,71)	4,51 (0,53)	2,43	157	0,02	0,38

Nota. a: años; b: días; gl: grados de libertad; d: d de Cohen; P: positiva; N: negativa; G: global.

Tabla 3. *Análisis comparativo de antecedentes familiares.*

Antecedentes familiares		TPNIS n (%)	TPIS n (%)	c ²	p	OR (IC 95%)
Trastorno psicótico	Si	21 (21,2%)	14 (21,2%)	0,00	0,99	1,01 (0,472,16)
	No	78 (78,8%)	52 (78,8%)			
Trastorno por consumo de sustancias	Si	13 (13,1%)	19 (28,8%)	6,21	0,01	2,67 (1,21-5,89)
	No	86 (86,9%)	47 (71,2%)			

Nota. OR: Odds ratio; IC: Intervalo de confianza.

Tabla 4. *Porcentajes de diagnóstico de trastorno de personalidad en ambos grupos.*

Diagnósticos de trastorno de personalidad	TPNIS n (%)	TPIS n (%)
Trastorno paranoide de la personalidad (F60.0)	1 (1,1%)	2 (2,9%)
Trastorno esquizoide de la personalidad (F60.1)	7 (7,7%)	3 (4,4%)
Trastorno disocial de la personalidad (F60.2)	0 (0,0%)	2 (2,9%)
Trastorno de inestabilidad emocional de la personalidad (F60.3)	1 (1,1%)	16 (23,5%)
Trastorno histriónico de la personalidad (F60.4)	0 (0,0%)	0 (0,0%)
Trastorno anancástico de la personalidad (F60.5)	2 (2,2%)	0 (0,0%)
Trastorno ansioso de la personalidad (F60.6)	1 (1,1%)	1 (1,5%)
Trastorno dependiente de la personalidad (F60.7)	0 (0,0%)	0 (0,0%)
Otros trastornos específicos de la personalidad (F60.8)	0 (0,0%)	0 (0,0%)
Trastorno de la personalidad sin especificación (F60.9)	6 (6,6%)	16 (23,5%)

Tabla 5. *Consumo de sustancias al ingreso en el grupo de TPIS.*

Tipo de sustancia y consumo	n (%)
Tabaco	Sin consumo
	4 (5,1%)
	Ocasional
Alcohol	1 (1,3%)
	Dependencia
	73 (93,6%)
Cannabis	Sin consumo
	41 (41,4%)
	Ocasional
Cocaína	21 (21,2%)
	Dependencia
	37 (37,4%)
Opioides	Sin consumo
	14 (13,9%)
	Ocasional
	1 (1,0%)
	Dependencia
	86 (85,2%)
	Sin consumo
	53 (50,0%)
	Ocasional
	16 (15,1%)
	Dependencia
	37 (34,9%)
	Sin consumo
	90 (90,0%)
	Dependencia
	10 (10,0%)

Tabla 6. Comparativa de consumo de sustancias en los seis años de seguimiento.

		Permanencia diagnóstica n (%)	Cambio diagnóstico n (%)	χ^2 / F	gl	p
Dependencia de tabaco	No	26 (33,3%)	8 (36,4%)	0,34	1	0,85
	Si	52 (66,7%)	15 (63,6%)			
Dependencia de alcohol	No	72 (92,3%)	17 (77,3%)	3,96	1	0,61
	Si	6 (7,7%)	5 (22,7%)			
Dependencia de cannabis	No	68 (87,2%)	18 (81,8%)	0,41	1	0,50
	Si	10 (12,8%)	4 (18,2%)			
Dependencia de cocaína	No	75 (96,2%)	21 (95,5%)	0,02	1	0,99
	Si	3 (3,8%)	1 (4,5%)			
Dependencia de opioides	No	78 (100%)	21 (95,5%)	3,58	1	0,22
	Si	0 (0,0%)	1 (4,5%)			

Nota. gl: grados de libertad.

Tabla 7. Estabilidad diagnóstica: antecedentes familiares y evolución.

		Permanencia diagnóstica	Cambio diagnóstico	χ^2 / t	gl	p	OR (IC 95%) / d
Antecedentes familiares de adicción a sustancias ^a	No	76 (88,4%)	13 (59,1%)	10,34	1	0,01	5,26 (1,79-15,43)
	Si	10 (11,6%)	9 (40,9%)				
Antecedentes familiares de trastorno psicótico ^a	No	72 (82,8%)	13 (59,1%)	5,73	1	0,02	3,23 (1,20-9,18)
	Si	15 (17,2%)	9 (40,9%)				
Hospitalizaciones en 6 años de seguimiento ^b		0,6 (1,14)	1,8 (2,30)	-2,49	27,91	0,02	-1,15
Urgencias en 6 años de seguimiento ^b		1,3 (2,56)	2,6 (2,76)	-2,24	135	0,03	-1,27

Nota. a: N (%); b: Media (d.e.); gl: grados de libertad; d: d de Cohen; OR: Odds ratio; IC: Intervalo de confianza.

episodios psicóticos. Caton et al., (2005) encontraron cifras menores siendo de 25 y 29 años respectivamente, debido a que estudiaron pacientes con psicosis en etapas tempranas. Los varones fueron significativamente mayores que las mujeres en el grupo de TPIS, lo que va en consonancia con anteriores trabajos (Seddon et al., 2016; Weibell et al., 2013). En las variables sociodemográficas estado civil, convivencia y tipo de residencia no se encontraron diferencias estadísticamente significativas. El nivel de estudios fue significativamente mayor en los TPIS, en la línea de lo señalado por otros trabajos que mostraban que este grupo de pacientes tiene mejor nivel educativo (Caton et al., 2007; Singal et al., 2015; Weibell et al., 2013). Un estudio halló que un 89% de los individuos con TPIS presentaba estudios secundarios frente a un 64% de los TPNIS (Singal et al., 2015). Un 47,7% de los pacientes con TPIS se encontraba en situación de desempleo, lo que puede deberse a su peor funcionamiento global debido al consumo de sustancias y a la comorbilidad con trastornos de personalidad. La cifra de pensionistas es elevada en el grupo de TPNIS, probablemente porque al tratarse de enfermos más cróni-

cos ya tenían reconocida la pensión por discapacidad. No se encontraron diferencias estadísticamente significativas en la edad de primeros síntomas, de diagnóstico inicial ni de primera hospitalización. La duración del primer ingreso psiquiátrico fue significativamente mayor para los sujetos con TPNIS que para los pacientes con TPIS. Esto puede deberse a que en las psicosis inducidas los síntomas psicóticos habitualmente son transitorios (Gage et al., 2016) y remiten más rápidamente durante la hospitalización y al cesar el consumo de las sustancias psicoactivas.

Un 57,7% de los pacientes del grupo de TPIS presentaba diagnóstico de trastorno de personalidad comórbido, siendo el trastorno de inestabilidad de la personalidad el más frecuente junto al trastorno de personalidad sin especificación, seguido del trastorno esquizoide, del paranoide y del disocial. En los TPNIS solamente un 19,8% presentaba diagnóstico de trastorno de personalidad, siendo el trastorno esquizoide el más frecuente. Estos resultados coinciden con la literatura, que señala que los diagnósticos de trastornos de personalidad son más frecuentes en los individuos con TPIS (Arias et al., 2013),

especialmente los trastornos antisociales (Caton et al., 2005, 2007; Fiorentini et al., 2011) frente a los esquizoides más habitualmente asociados al diagnóstico de esquizofrenia (Núñez y Gurpegui, 2002). Se puede hipotetizar que la presencia de un trastorno de personalidad, especialmente los caracterizados por un elevado grado de impulsividad e inestabilidad emocional, puede predisponer a un consumo de sustancias que a su vez, podría desencadenar una psicosis en sujetos vulnerables, o bien que se trate de trastornos con sustratos y mecanismos cerebrales comunes (Volkow, 2001). Por tanto, en individuos con trastornos de personalidad será imprescindible explorar la presencia de un consumo de sustancias y de la existencia de sintomatología psicótica.

Los pacientes con TPIS presentaron más antecedentes familiares de trastorno por consumo de sustancias, con diferencias estadísticamente significativas frente al grupo de TPNIS, en línea con previas investigaciones que señalan que los antecedentes familiares de abuso a sustancias son predictores de TPIS (Caton et al., 2005, 2007). En cambio, no se encontraron diferencias en los antecedentes familiares de trastorno psicótico, lo que contrasta con la literatura ya que se ha observado que los individuos con psicosis primarias tienen más antecedentes familiares de enfermedad mental (Caton et al., 2005, 2007). Singal et al. (2015) observaron historia familiar de psicosis en un 20% de los casos de TPNIS, el doble que en los pacientes con psicosis inducidas. Por tanto, la presencia de antecedentes familiares de psicosis deberá tenerse en cuenta en estos pacientes con TPIS ya que podrían tener más riesgo de evolucionar a esquizofrenia.

Los individuos del grupo con TPIS presentaron puntuaciones significativamente mayores en los síntomas positivos y los de TPNIS, mayores en sintomatología negativa y en gravedad. Este hecho podría deberse a la presencia en el grupo de TPNIS de pacientes con psicosis crónicas de mayor evolución que las psicosis inducidas, en las que la presencia de síntomas negativos y una mayor gravedad es lo esperable. Los hallazgos al respecto en la literatura son contradictorios pues se ha señalado por un lado, que los TPIS presentan mayores puntuaciones en síntomas positivos que los TPNIS (Caton et al., 2005; Fraser, Hides, Philips, Proctor y Lubman, 2012; Weibell et al., 2013), por otro, que estos últimos tendrían mayores puntuaciones tanto en síntomas positivos como en negativos (Myles, Newall, Nielssen y Large, 2012; Seddon et al., 2016) e incluso no se han encontrado diferencias (Møller y Linaker, 2004; Tosato et al., 2013).

En los seis años siguientes, un 40,9% de los individuos pertenecientes al grupo de TPIS cambió a diagnóstico de esquizofrenia. Diversas investigaciones han aportado cifras de transición diagnóstica de psicosis inducidas por sustancias a esquizofrenia de entre un 17% y un 50% (Alderson et al., 2017; Arendt, Rosenberg, Foldager, Perto y Munk-Jorgensen, 2005; Chen et al., 2015; Crebbin,

Mitford, Paxton y Turkington, 2009; Mauri et al., 2017; Niemi-Pynttari et al., 2013; Sara et al., 2014; Shah et al., 2017; Starzer et al., 2018), por lo que los resultados del presente estudio van en consonancia con la literatura.

Al comparar los grupos «permanencia diagnóstica» y «cambio diagnóstico», se hallaron más antecedentes familiares de trastornos psicóticos y de adicciones en los que cambian de diagnóstico, lo que coincide con estudios previos (Singal et al., 2015). Se han propuesto varias explicaciones para este cambio de diagnóstico de TPIS a TPNIS; por un lado, que determinados individuos sean especialmente vulnerables a los efectos simpaticomiméticos de las sustancias (Singal et al., 2015) y terminen desarrollando un trastorno psicótico crónico; por otro, que se deba a un infradiagnóstico de TPNIS en pacientes con coexistencia de psicosis y trastorno por consumo de sustancias; o a que el trastorno por consumo de sustancias constituya un marcador de trastorno psicótico emergente que todavía no se ha manifestado con los síntomas psicóticos (Singal et al., 2015). Los pacientes con TPIS que cambiaron de diagnóstico en los seis últimos años de seguimiento, presentaron peor evolución con más reingresos y visitas a urgencias que el grupo que permaneció estable, lo que ya se había señalado como factores de peor pronóstico (Caton et al., 2007; Chaudhury et al., 2016). En cambio, no se encontraron diferencias estadísticamente significativas en cuanto al consumo de sustancias entre el grupo que cambió de diagnóstico y el que se mantuvo estable, lo que probablemente se deba a la disminución de la muestra para el análisis, pues los datos de consumos en los años de seguimiento no estaban debidamente recogidos en las historias clínicas. Lo esperado según investigaciones previas habría sido que los pacientes con cambio de diagnóstico, con peor evolución con más visitas a urgencias y hospitalizaciones, presentaran mayor consumo de sustancias (Abdel-Baki et al., 2017; Latt et al., 2011).

Este estudio no está exento de limitaciones. Por un lado, la comparación de pacientes con episodios de psicosis inducidas por sustancias con pacientes con diagnóstico de esquizofrenia nos limita a la hora de establecer diferencias en cuanto a sintomatología al ingreso, ya que predomina la negativa en los individuos diagnosticados de esquizofrenia y podría deberse a la propia evolución de la enfermedad. Para futuras líneas de trabajo se podría plantear el estudio de pacientes con primeros episodios. Otra limitación la constituiría la pérdida de datos en ambos grupos por la falta de recogida de algunas variables en las historias clínicas, como los consumos de sustancias o el cambio de diagnóstico, al realizar el seguimiento por los psiquiatras ambulatorios de manera no estructurada. Esto nos debe llevar a reflexionar acerca de si en las revisiones de pacientes con trastornos crónicos se exploran y anotan parámetros importantes como dichos consumos de sustancias, especialmente en individuos que hayan presentado episodios de

trastornos psicóticos inducidos. Por otro lado, al tratarse de una muestra de casos de un área sanitaria concreta y en régimen de hospitalización, y pese a que el reclutamiento se realiza de manera consecutiva, los resultados no podrían extrapolarse a otros contextos clínicos y áreas sanitarias.

A pesar de las limitaciones, este trabajo presenta como fortaleza la valoración basal estructurada para establecer diferencias entre los grupos de psicosis inducidas y no inducidas ya que en un nuestro conocimiento, no existen demasiadas investigaciones centradas en este punto. Por otro lado, el tiempo de seguimiento es mayor a otros estudios orientados a evaluar la estabilidad diagnóstica en trastornos psicóticos inducidos. Por último, se han intentado evaluar los consumos para ver su influencia en la estabilidad diagnóstica, encontrando el inconveniente de la gran pérdida de información y que abre el camino a futuras investigaciones en esa línea. Como recomendaciones para la clínica se propone la exploración de los consumos en cada visita de revisión y su correspondiente anotación en la historia clínica, así como señalar el cambio de diagnóstico cuando ocurra, especialmente en los casos de TPIS. Para futuras investigaciones sería interesante estudiar primeros episodios psicóticos, tanto inducidos como no inducidos, realizando una recogida sistemática de los consumos basales y en la evolución, y el momento de cambio de diagnóstico, que permita valorar la influencia de dichos consumos sobre la estabilidad diagnóstica y encontrar predictores de cronificación. Finalmente, estos hallazgos subrayan la necesidad de reevaluar periódicamente los diagnósticos clínicos para asegurar que los pacientes reciban las intervenciones apropiadas.

Fuente de financiación

Este estudio fue apoyado por el Plan Nacional sobre Drogas Orden SAS/3031/2009, de 26 de octubre.

Conflicto de intereses

Los autores no tienen conflicto de intereses que declarar.

Reconocimientos

Este estudio se ha realizado como trabajo fin de máster en la Universidad Complutense de Madrid, contando con la participación del Hospital Universitario 12 de Octubre y el Hospital Universitario Fundación de Alcorcón.

Referencias

Abdel-Baki, A., Ouellet-Plamondon, C., Salvat, É., Grar, K. y Potvin, S. (2017). Symptomatic and functional outcomes of substance use disorder persistence 2 years after admission to a first-episode psychosis pro-

gram. *Psychiatry Research*, 247, 113-119. doi:10.1016/j.psychres.2016.11.007.

Alderson, H. L., Semple, D. M., Blayney, C., Queirazza, F., Chekuri, V. y Lawrie, S. M. (2017). Risk of transition to schizophrenia following first admission with substance-induced psychotic disorder: a population-based longitudinal cohort study. *Psychological Medicine*, 47, 2548-2555. doi:10.1017/S0033291717001118.

Arendt, M., Rosenberg, R., Foldager, L., Perto, G. y Munk-Jorgensen, P. (2005). Cannabis-induced psychosis and subsequent schizophrenia-spectrum disorders: follow-up study of 535 incident cases. *The British Journal of Psychiatry*, 187, 510-515. doi:10.1192/bjp.187.6.510.

Arias, F., Szerman, N., Vega, P., Mesías, B., Basurte, I., Morant, C., ... Babín, F. (2013). Estudio Madrid sobre prevalencia y características de los pacientes con patología dual en tratamiento en las redes de salud mental y de atención al drogodependiente. *Adicciones*, 25, 118-127.

Baldacchino, A., Hughes, Z., Kehoe, M., Blair, H., Teh, Y., Windeatt, S. y Crome, I. B. (2012). Cannabis psychosis: examining the evidence for a distinctive psychopathology in a systematic and narrative review. *The American Journal on Addictions*, 21, S88-98. doi:10.1111/j.1521-0391.2012.00295.x.

Callaghan, R. C., Cunningham, J. K., Allebeck, P., Arenovich, T., Sajeev, G., Remington, G., ... Kish, S. J. (2012). Methamphetamine use and schizophrenia: a population-based cohort study in California. *American Journal of Psychiatry*, 169, 389-396. doi:10.1176/appi.ajp.2011.10070937.

Cantor-Graae, E., Nordström, L. G. y McNeil, T. F. (2001). Substance abuse in schizophrenia: a review of the literature and a study of correlates in Sweden. *Schizophrenia Research*, 48, 69-82. doi:10.1016/s0920-9964(00)00114-6.

Caton, C. L., Drake, R. E., Hasin, D. S., Dominguez, B., Shrout, P. E., Samet, S. y Schanzer, B. (2005). Differences between early-phase primary psychotic disorders with concurrent substance use and substance-induced psychoses. *Archives of General Psychiatry*, 62, 137-145. doi:10.1001/archpsyc.62.2.137.

Caton, C. L., Hasin, D. S., Shrout, P. E., Drake, R. E., Dominguez, B., First, M. B., ... Schanzer, B. (2007). Stability of early-phase primary psychotic disorders with concurrent substance use and substance-induced psychosis. *The British Journal of Psychiatry*, 190, 105-111. doi:10.1192/bjp.bp.105.015784.

Chambers, R. A., Krystal, J. H. y Self, D. W. (2001). A neurobiological basis for substance abuse comorbidity in schizophrenia. *Biological Psychiatry*, 50, 71-83. doi:10.1016/s0006-3223(01)01134-9.

Chaudhury, S., Krishna, S. T. y Kumar, A. B. (2016). Impact of substance use disorder on presentation of schizophre-

- nia. *Dual Diagnosis Open Access*, 1, 7. doi:10.21767/2472-5048.100007.
- Chen, C. K., Lin, S. K., Sham, P. C., Ball, D., Loh, E. W., Hsiao, C. C., ... Murray, R. M. (2003). Pre-morbid characteristics and co-morbidity of methamphetamine users with and without psychosis. *Psychological Medicine*, 33, 1407-1414. doi:10.1017/S0033291703008353.
- Chen, W. L., Hsieh, C. H., Chang, H. T., Hung, C. C. y Chan C. H. (2015). The epidemiology and progression time from transient to permanent psychiatric disorders of substance-induced psychosis in Taiwan. *Addictive Behaviors*, 47, 1-4. doi:10.1016/j.addbeh.2015.02.013.
- Crebbin, K., Mitford, E., Paxton, R. y Turkington, D. (2009). First-episode drug-induced psychosis: a medium term follow up study reveals a high-risk group. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 44, 710-715. doi:10.1007/s00127-008-0490-2.
- Fiorntini, A., Volonteri, L. S., Dragogna, F., Rovera, C., Maffini, M., Mauri, M. C. y Altamura, C. A. (2011). Substance-induced psychoses: a critical review of the literature. *Current Drug Abuse Reviews*, 4, 228-240. doi:10.2174/1874473711104040228.
- Fonseca-Pedrero, E., Lucas-Molina, B., Pérez-Albéniz, A., Inchausti, F. y Ortuño-Sierra, J. (2020). Psychotic-like experiences and cannabis use in adolescents from the general population. *Adicciones*, 32, 41-51. doi:10.20882/adicciones.1149.
- Fraser, S., Hides, L., Philips, L., Proctor, D. y Lubman, D. I. (2012). Differentiating first episode substance induced and primary psychotic disorders with concurrent substance use in young people. *Schizophrenia Research*, 136, 110-115. doi:10.1016/j.schres.2012.01.022.
- Fusar-Poli, P., Cappucciati, M., Rutigliano, G., Heslin, M., Stahl, D., Britten, Z., ... Carpenter, W. T. (2016). Diagnostic stability of ICD/DSM first episode psychosis diagnoses: meta-analysis. *Schizophrenia Bulletin*, 42, 1395-1406. doi:10.1093/schbul/sbw020.
- Gage, S. H., Hickman, M. y Zammit, S. (2016). Association between cannabis and psychosis: epidemiologic evidence. *Biological Psychiatry*, 79, 549-56. doi:10.1016/j.biopsych.2015.08.001.
- García Álvarez, L., Gomar, J. J., García-Portilla, M. P. y Bobes, J. (2019). Cannabis use and cognitive impairment in schizophrenia and first-episode psychosis. *Adicciones*, 31, 89-94. doi:10.20882/adicciones.1328.
- Gregg, L., Barrowclough, C. y Haddock, G. (2007). Reasons for increased substance use in psychosis. *Clinical Psychology Review*, 27, 494-510. doi:10.1016/j.cpr.2006.09.004.
- IBM Corp. Released 2015. IBM SPSS Statistics for Windows, Version 23.0. Armonk, NY: IBM Corp.
- Kadouri, A., Coeuble, E. y Falissard B. (2007). The improved Clinical Global Impression Scale (iCGI): development and validation in depression. *BMC Psychiatry*, 7, 1. doi: 10.1186/1471-244X-7-7.
- Kay, S. R., Fiszbein, A. y Opler, L. A. (1987). The positive and negative syndrome scale (PANSS) for schizophrenia. *Schizophrenia Bulletin*, 13, 261-276. doi:10.1093/schbul/13.2.261.
- Kay, S. R., Opler, L. A. y Lindenmayer, J. P. (1989). The Positive and Negative Syndrome Scale (PANSS): rationale and standardisation. *British Journal of Psychiatry. Supplement*, 7, 59-67.
- Kay, S. R. y Sevy, S. (1990). Pyramidal model of schizophrenia. *Schizophrenia Bulletin*, 16, 537-545. doi:10.1093/schbul/16.3.537
- Keshavan, M. S. y Kaneko Y. (2013). Secondary psychoses: an update. *World Psychiatry*, 12, 4-15. doi:10.1002/wps.20001.
- Khantian, E. J. (1997). The self-medication hypothesis of substance use disorders: a reconsideration and recent applications. *Harvard Review of Psychiatry*, 4, 231-244. doi:10.3109/10673229709030550.
- Latt, N., Jurd, S., Tennant, C., Lewis, J., Macken, L., Joseph, A., ... Long, L. (2011). Alcohol and substance use by patients with psychosis presenting to an emergency department: changing patterns. *Australasian Psychiatry*, 19, 354-359. doi:10.3109/10398562.2011.579971.
- Mathias, S., Lubman, D. I. y Hides, L. (2008). Substance-induced psychosis: a diagnostic conundrum. *The Journal of Clinical Psychiatry*, 69, 358-367. doi:10.4088/jcp.v69n0304.
- Mauri, M. C., Di Pace, C., Reggiori, A., Paletta, S. y Colasanti, A. (2017). Primary psychosis with comorbid drug abuse and drug-induced psychosis: diagnostic and clinical evolution at follow up, *Asian Journal of Psychiatry*, 29, 117-122. doi:10.1016/j.ajp.2017.04.014.
- Møller, T. y Linaker, O. M. (2004). Symptoms and lifetime treatment experiences in psychotic patients with and without substance abuse. *Nordic Journal of Psychiatry*, 58, 237-242. doi:10.1080/08039480410006296.
- Moshe, L. B., Weizman, A., Ben, D. H., Konas, S., Fischel, Z., Aizenberg, D., ... Valevski, A. (2018). Differences in demographic and clinical characteristics between cannabis users and non-drug users: a retrospective study of patients with first hospitalization due to psychotic symptoms, *Psychiatry Research*, 268, 454-459. doi:10.1016/j.psychres.2018.07.037.
- Myles, N., Newall, H., Nielssen, O. y Large, M. (2012). The association between cannabis use and earlier age at onset of schizophrenia and other psychoses: meta-analysis of possible confounding factors. *Current Pharmaceutical Design*, 18, 5055-5069. doi:10.2174/138161212802884816.
- Myles, H., Myles, N. y Large, M. (2015). Cannabis use in first episode psychosis: Meta-analysis of prevalence, and the time course of initiation and continued use. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 50, 208-219. doi:10.1177/0004867415599846.

- Niemi-Pynttari, J. A., Sund, R., Putkonen, H., Vormaa, H., Wahlbeck, K. y Pirkola, S.P. (2013). Substance-induced psychoses converting into schizophrenia: a register-based study of 18,478 Finnish inpatient cases. *The Journal of Clinical Psychiatry*, 74, e94-9. doi:10.4088/JCP.12m07822.
- Núñez, L. A. y Gurpegui, M. (2002). Cannabis-induced psychosis: a cross-sectional comparison with acute schizophrenia. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 105, 173-178. doi:10.1034/j.1600-0447.2002.1o079.x.
- Organización Mundial de la Salud. (1992). *CIE-10. Trastornos Mentales y del Comportamiento. Décima Revisión de la Clasificación Internacional de las Enfermedades. Descripciones Clínicas y pautas para el diagnóstico*. Ginebra: Organización Mundial de la Salud.
- Paparelli, A., Di Forti, M., Morrison, P. D. y Murray, R. M. (2011). Drug-induced psychosis: how to avoid star gazing in schizophrenia research by looking at more obvious sources of light. *Frontiers in Behavioral Neuroscience*, 5, 1. doi:10.3389/fnbeh.2011.00001.
- Pedrés, A., Martí, J., Gutiérrez, G., Tenías, J. M. y Ruescas, S. (2009). Two-year diagnostic stability and prognosis in acute psychotic episodes. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 37, 245-251.
- Peralta, V. y Cuesta, M. J. (1994). Psychometric properties of the positive and negative syndrome scale (PANSS) in schizophrenia. *Psychiatry Research*, 53, 31-40. doi:10.1016/0165-1781(94)90093-0.
- Rodríguez-Jiménez, R., Bagney, A., Mezquita, L., Martínez-Gras, I., Sánchez-Morla, E. M., Mesa, N., ... Palomo, T. (2013). Cognition and the five-factor model of the positive and negative syndrome scale in schizophrenia. *Schizophrenia Research*, 143, 77-83. doi:10.1016/j.schres.2012.10.020.
- Rognli, E. B., Berge, J., Håkansson, A. y Bramness, J. G. (2015). Long-term risk factors for substance-induced and primary psychosis after release from prison. A longitudinal study of substance users. *Schizophrenia Research*, 168, 185-190. doi:10.1016/j.schres.2015.08.032.
- Sara, G. E., Burgess, P. M., Malhi, G. S., Whiteford, H. A. y Hall, W. C. (2014). The impact of cannabis and stimulant disorders on diagnostic stability in psychosis. *The Journal of Clinical Psychiatry*, 75, 349-356. doi:10.1016/j.schres.2015.08.032.
- Schuckit, M. A. (2006). Comorbidity between substance use disorders and psychiatric conditions. *Addiction*, 101 (Suppl 1), 76-88. doi:10.1111/j.1360-0443.2006.01592.x.
- Seddon, J. L., Birchwood, M., Copello, A., Everard, L., Jones, P. B., Fowler, D., ... Sing, S. P. (2016). Cannabis use is associated with increased psychotic symptoms and poorer psychosocial functioning in first-episode psychosis: a report from the UK national EDEN study. *Schizophrenia Bulletin*, 42, 619-625. doi:10.1093/schbul/sbv154.
- Semple, D. M., McIntosh, A. M. y Lawrie, S. M. (2005). Cannabis as a risk factor for psychosis: systematic review. *Journal of Psychopharmacology*, 19, 187-194. doi:10.1177/0269881105049040.
- Shah, D., Chand, P., Bandawar, M., Benegal, V. y Murthy, P. (2017). Cannabis induced psychosis and subsequent psychiatric disorders. *Asian Journal Psychiatry*, 30, 180-184. doi:10.1016/j.ajp.2017.10.003.
- Singal, A., Bhat, P. S., Srivastava, K. y Prakash, J. (2015). The study of primary psychotic disorders with concurrent substance abuse in terms of their diagnostic stability. *Indian Journal of Psychiatry*, 57, 224-228. doi:10.4103/0019-5545.166638.
- Soyka, M. (2008). Prevalence of alcohol-induced psychotic disorders. *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience*, 258, 317-318. doi:10.1007/s00406-008-0767-1.
- Starzer, M. S. K., Nordentoft, M. y Hjorthøj, C. (2018). Rates and predictors of conversion to schizophrenia or bipolar disorder following substance-induced psychosis. *American Journal of Psychiatry*, 175, 343-350. doi:10.1176/appi.ajp.2017.17020223.
- Thirthalli, J. y Benegal, V. (2006). Psychosis among substance users. *Current Opinion in Psychiatry*, 19, 239-245. doi:10.1097/01.yco.0000218593.08313.f.
- Tosato, S., Lasalvia, A., Bonetto, C., Mazzoncini, R., Cristofalo, D., De Santi, K., ... Ruggeri, M. (2013). The impact of cannabis use on age of onset and clinical characteristics in first-episode psychotic patients. Data from the Psychosis Incident Cohort Outcome Study (PICOS). *Journal of Psychiatric Research*, 47, 438-444. doi:10.1016/j.jpsychires.2012.11.009.
- Wallwork, R. S., Fortgang, R., Hashimoto, R., Weinberger, D. R. y Dickinson, D. (2012). Searching for a consensus five-factor model of the Positive and Negative Syndrome Scale for schizophrenia. *Schizophrenia Research*, 137, 246-250. doi:10.1016/j.schres.2012.01.031.
- Weibell, M. A., Joa, I., Bramness, J., Johannessen, J. O., McGorry, P. D., Ten Velden Hegelstad, W. y Larsen, T. K. (2013). Treated incidence and baseline characteristics of substance induced psychosis in a Norwegian catchment area. *BMC Psychiatry*, 13, 319. doi:10.1186/1471-244X-13-319.
- Volkow, N. D. (2001). Drug abuse and mental illness: progress in understanding comorbidity. *American Journal of Psychiatry*, 158, 1181-1183. doi:10.1176/appi.ajp.158.8.1181.
- Zawilska, J. B. y Wojcieszak, J. (2013). Designer cathinones — an emerging class of novel recreational drugs. *Forensic Science International*, 231, 42-53. doi:10.1016/j.forsci-int.2013.04.015.

ORIGINAL

Uso problemático de Internet y trastorno de juego por Internet: Solapamiento y relación con la calidad de vida relacionada con la salud en adolescentes

Problematic Internet use and Internet gaming disorder: Overlap and relationship with health-related quality of life in adolescents

JUAN MANUEL MACHIMBARRENA*, MARTA BERANUY**, ESPERANZA VERGARA-MORAGUES***,
LIRIA FERNÁNDEZ-GONZÁLEZ****, ESTHER CALVETE****, JOAQUÍN GONZÁLEZ-CABRERA*****.

* Facultad de Psicología. Universidad del País Vasco (UPV/EHU), Donostia, España.

** Facultad de Ciencias de la Salud. Universidad Pública de Navarra (UPNA), Pamplona, España.

*** Facultad de la Educación. Universidad Complutense de Madrid, Madrid, España.

**** Facultad de Psicología y Educación, Universidad de Deusto, Bilbao, España.

***** Facultad de Educación. Universidad Internacional de La Rioja (UNIR), Logroño, España.

Resumen

El Uso problemático general de Internet (GPIU) supone un uso disfuncional del manejo y la gestión de Internet en general. En cambio, el Trastorno de juego por Internet (IGD) es una conducta específica vinculada a los videojuegos en línea. Ambos problemas comienzan a ser frecuentes en adolescentes, pero apenas han sido estudiados simultáneamente ni se conoce el papel conjunto de ambos constructos sobre Calidad de vida relacionada con la salud (CVRS). El objetivo general de este estudio es analizar la relación entre el GPIU y el IGD y su asociación con la CVRS. El estudio es analítico y transversal con 2024 participantes (46,4% chicos, $n = 939$) procedentes de 16 colegios en 7 regiones españolas. La media de edad y desviación típica fue de $14,20 \pm 1,42$ en un rango de 11-18 años. Se usaron las versiones españolas del KIDSCREEN-10, del *Revised Generalized and Problematic Internet Use Scale 2* y del *Internet Gaming Disorder Scale*. Un 15,5% del total de la muestra evaluada reportó niveles altos de GPIU y un 3,3% de los jugadores de videojuegos presentó IGD. Las dimensiones del GPIU están altamente asociadas a las del IGD. La CVRS correlacionó significativa y negativamente con todas las dimensiones del GPIU y del IGD ($p < ,001$). Los participantes que reportaron problemas en el GPIU o el IGD, individual o conjuntamente, presentan puntuaciones significativamente más bajas en la CVRS.

Palabras clave: uso problemático de Internet, trastorno de juego por Internet, calidad de vida relacionada con la salud, adolescentes, consecuencias negativas

Abstract

General Problematic Internet Use (GPIU) is a dysfunctional use of Internet handling and management in general. In contrast, Internet Gaming Disorder (IGD) is a specific behaviour linked to online videogames. Both problems are becoming common in adolescents, but they have hardly been studied simultaneously, and the joint relationship of the two constructs with Health-Related Quality of Life (HRQoL) is unknown. The general objective of this study is to analyse the relationship between GPIU and IGD and their association with HRQoL. The study is analytical and cross-sectional with 2,024 participants (46.4% boys, $n = 939$) from 16 schools of 7 Spanish regions. The mean age and standard deviation were 14.20 ± 1.42 , with a range of 11-18 years. The Spanish versions of the KIDSCREEN-10, the Revised Generalized and Problematic Internet Use Scale 2 and the Internet Gaming Disorder Scale were used. Of the total sample evaluated, 15.5% of the participants had high levels of GPIU, and 3.3% of video game players presented IGD. The dimensions of GPIU are strongly associated with those of IGD. HRQoL correlated significantly and negatively with all the dimensions of GPIU and IGD ($p < .001$). Participants who reported problems with GPIU or IGD, individually or conjointly, had significantly lower scores in HRQoL than those with no problems.

Keywords: problematic Internet use, Internet gaming disorder, health-related quality of life, adolescents, negative consequences

■ Recibido: Febrero 2020; Aceptado: Diciembre 2020.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334

■ Enviar correspondencia a:

Dr. Joaquín González-Cabrera. Facultad de la Educación, Universidad Internacional de La Rioja (UNIR), Avenida de la Paz, 137, 26006 Logroño, España. E-mail: joaquin.gonzalez@unir.net

La conceptualización del uso inadecuado de Internet se ha explicado de diversas formas durante las dos últimas décadas, adaptándose a los cambios tecnológicos de la sociedad. Eso ha hecho que la literatura científica haya recogido diferentes constructos medidos con distintas herramientas de evaluación como la «Adicción a Internet» (Young, 1996), el «Uso compulsivo de Internet» (Greenfield, 1999), el «Uso problemático de Internet» (PIU; Davis, 2001) o el «Uso problemático generalizado de Internet» (GPIU; Caplan, 2002, 2010).

Dentro de esta última categoría, destacamos las propuestas de Davis (2001) y Caplan (2002, 2010). Éstos fueron los primeros en proponer una distinción entre el Uso problemático general de Internet (GPIU), en referencia al conjunto global de comportamientos en línea, y el uso problemático específico de Internet (SPIU), es decir, el uso específico de Internet para un propósito (p. ej., videojuegos o redes sociales). Con respecto al GPIU, el modelo teórico de Caplan plantea la hipótesis de que la preferencia por la interacción social en línea y la regulación del estado de ánimo en línea aumenta la probabilidad de una autorregulación deficiente, lo que a su vez conduce a consecuencias negativas en diversas áreas de la vida personal (social, académica, laboral, de salud, etc.) (Caplan, 2010).

Estudios epidemiológicos indican que aproximadamente el 15% de los adolescentes presentan un uso problemático de Internet y/o del *smartphone* (Cha y Seo, 2018; Gómez, Rial, Braña, Golpe y Varela, 2017; Machimbarrena et al., 2018; Muñoz-Miralles et al., 2016; Yudes-Gómez, Baridon-Chauvie y González-Cabrera, 2018). No hay consenso en lo que respecta a las diferencias de uso en función del género. Algunos trabajos indican que el GPIU tiene mayor prevalencia en los chicos (Durkee et al., 2012; Laconi, Tricard y Chabrol, 2015; Munno et al., 2017) mientras que otros afirman que la prevalencia es mayor en las chicas (Gómez et al., 2017; López-Fernández, 2018; Machimbarrena et al., 2018, 2019; Yudes-Gómez et al., 2018). Esta falta de consenso también afecta a la variable de edad durante la adolescencia, y algunos estudios sugieren que los estudiantes de 16 a 18 años tienen mayor PIU que los de 10 a 13 años (Gómez et al., 2017; Machimbarrena et al., 2019). Otros estudios tampoco encuentran diferencias entre la preadolescencia (10-14 años) y la adolescencia (15-18 años) (Yudes-Gómez et al., 2018) o en muestras universitarias (Carbonell, Chamarro, Oberst, Rodrigo y Prades, 2018). Asimismo, la manifestación del PIU varía por países, y el rango de problemas va del 14,3% en Alemania al 54,9% en Inglaterra (con un valor de 23,7% para España) (Laconi et al., 2018).

Si bien el GPIU se configura como un constructo del uso disfuncional de Internet en general, han surgido nuevas realidades que se centran en problemas más específicos (SPIU) como el Trastorno de juego por Internet (Internet Gaming Disorder-IGD- en inglés), que recientemente se ha

incluido en la sección III de la quinta edición del *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales* (DSM-5; American Psychiatric Association, 2013). El IGD se describe como un trastorno adictivo sin sustancia cuya característica esencial es la participación en videojuegos en línea de forma recurrente y persistente en el tiempo, lo que lleva a angustia clínicamente significativa (Carbonell, 2014). El IGD incluye las características del modelo de adicción (Griffiths, 2005), como prominencia, modificación del estado de ánimo, tolerancia, abstinencia, conflictos personales/sociales/académicos/laborales y recaída. Según un metaanálisis realizado con una muestra de adolescentes, el IGD tiene una prevalencia media de 4,6%, con un porcentaje mayor entre los hombres (6,8%) que entre las mujeres (1,3%) (Fam, 2018). Además, las prevalencias entre países varían y son más altas en Asia y Estados Unidos que en Europa (Fam, 2018). En concreto, en España, la prevalencia de IGD tiene un amplio rango, entre el 1,9% (Beranuy et al., 2020) y el 8,3% (Buiza-Aguado, Alonso-Canovas, Conde-Mateos, Buiza-Navarrete y Gentile, 2018) con puntuaciones más altas para los chicos que para las chicas. Por último, la mayoría de los estudios encuentran una mayor prevalencia de IGD en grupos de edad joven (15-21 años) que en grupos de mayor edad (Fam, 2018).

En cuanto a la relación entre los dos conceptos, el GPIU y el IGD, la investigación realizada es muy escasa y los resultados generados han sido mixtos. Por ejemplo, un estudio encontró una relación débil entre ambos conceptos (López-Fernández, 2018), mientras que otros encontraron una asociación más alta entre el GPIU y el SPIU (Caplan, Williams y Yee, 2009; Cudo, Kopiś, Stróžak y Zapata, 2018; Laconi et al., 2015). Estos resultados preliminares indican la necesidad de profundizar en la relación y el solapamiento entre ambos constructos.

Por otro lado, ambos constructos pueden tener impacto negativo en la salud y bienestar. El GPIU se ha asociado con numerosos problemas psicosociales y de salud física y mental (Aznar-Díaz, Kopecký, Romero-Rodríguez, Cáceres-Reche y Trujillo Torres, 2020; Beranuy-Fargues, Chamarro, Graner y Carbonell, 2009; Machimbarrena et al., 2019). Lo mismo ocurre con los problemas relacionados con los videojuegos en línea y otras problemáticas como la depresión, la ansiedad, las fobias sociales y los trastornos del sueño (Gentile, Coyne y Walsh, 2011; Kim, Namkoong, Ku y Kim, 2008; Thomée, Härenstam y Hagberg, 2011). En general, la investigación actual ha abordado los efectos negativos del GPIU y el IGD sobre diferentes variables, pero pocos estudios se han centrado en variables biopsicosociales como la calidad de vida relacionada con la salud (CVRS). La CVRS se refiere no solo a la ausencia de enfermedades o afecciones, sino a un completo estado de bienestar físico, mental y social que es percibido por los propios sujetos y por quienes los rodean (Wallander y Koot, 2016). Los pocos estudios existentes indican que el uso inadecuado de Internet está relacionado

con puntuaciones bajas en la CVRS, así como con un menor apoyo social percibido y más amigos conocidos solo a través de Internet (Barayan, Al Dabal, Abdelwahab, Shafey y Al Omar, 2018; Machimbarrena et al., 2019; Takahashi et al., 2018; Wartberg, Kriston y Kammerl, 2017). Asimismo, otros trabajos que analizan constructos como la satisfacción personal o el ajuste psicológico los asocian negativamente con el uso inadecuado de Internet y los videojuegos en línea (Buiza-Aguado et al., 2018; Kojima et al., 2019; Lemmens, Valkenburg y Gentile, 2015).

La revisión anterior muestra la relevancia del GPIU y del IGD para la salud y el bienestar de los adolescentes. Sin embargo, se sabe poco sobre el posible solapamiento entre los dos problemas y el posible impacto acumulativo en la CVRS. De acuerdo con estos antecedentes, los objetivos de este estudio son: 1) analizar las prevalencias de GPIU y de IGD; 2) estudiar la asociación entre las dimensiones de GPIU y de IGD; 3) examinar la relación de GPIU y de IGD junto con la CVRS; 4) examinar las diferencias relacionadas con el sexo y la edad en el GPIU y el IGD. En relación a las hipótesis, se espera que los datos de prevalencia sean similares a los de otros estudios tanto de GPIU (Machimbarrena et al., 2018, 2019) como de IGD (Beranuy et al., 2020; Fuster, Carbonell, Pontes y Griffiths, 2016). También se espera que el GPIU y el IGD se asocien positiva y significativamente entre sí (Caplan et al., 2009; Cudo et al., 2018; Laconi et al., 2015; Lam, 2014). Además, se espera que los participantes que presenten problemas de GPIU y de IGD conjuntamente tengan una menor puntuación en CVRS que los participantes con un solo problema o ninguno, ya que estudios previos indican que la suma de riesgos en Internet implica una disminución en la calidad de vida (Buiza-Aguado et al., 2018; González-Cabrera et al., 2019; Takahashi et al., 2018; Wartberg et al., 2017). Además, se espera que los componentes relacionados con las disfunciones en la regulación emocional y las consecuencias negativas (que son compartidas por los dos problemas) sean los que más intensamente se asocien con la CVRS (Caplan, 2010). Por último, en relación a género, no se esperan diferencias en el GPIU (Yudes-Gómez et al., 2018), pero se esperan más problemas de IGD en chicos (Fam, 2018) y peores puntuaciones de la CVRS en chicas (Machimbarrena et al., 2019; Vélez-Galárraga, López-Aguilà y Rajmil, 2009). Por último, se esperan mayores puntuaciones en GPIU y menores puntuaciones en CVRS en los participantes de mayor edad (Gómez et al., 2017; Machimbarrena et al., 2019; The Kidscreen Group Europe, 2006).

Método

Diseño y participantes

Se realizó un estudio analítico y transversal entre abril y junio de 2018. La muestra estuvo compuesta de 2024 par-

ticipantes, de los cuales el 46,4% eran chicos ($n = 939$) y el 53,6% chicas ($n = 1085$). La edad media y la desviación estándar fueron $14,20 \pm 1,42$, con un rango de 11-18 años. De la muestra, el 35,2% ($n = 712$) tenía entre 11 y 13 años, el 46,5% ($n = 941$) entre 14 y 15 años y el 18,3% ($n = 371$) entre 16 y 18 años. Aunque se intentó garantizar la representatividad de los niveles escolares con la participación de 16 centros de siete comunidades autónomas (Aragón, Asturias, País Vasco, Castilla la Mancha, Castilla-León, Madrid y Valencia), el muestreo fue no probabilístico.

Instrumentos

Los participantes aportaron datos socio-demográficos como el sexo, el curso escolar, la escuela y la edad. Para el análisis de las variables estudiadas se utilizaron los siguientes instrumentos.

El GPIU se evaluó con la versión española de la Escala de uso problemático y generalizado de Internet (GPIUS2; Caplan, 2010; Gámez-Guadix, Orue y Calvete, 2013). La prueba consta de 15 ítems divididos en cuatro factores: (1) preferencia por la interacción social en línea; (2) regulación del estado de ánimo; (3) consecuencias negativas, y (4) autorregulación deficiente. El acuerdo con los ítems se califica en una escala tipo Likert de seis puntos, desde 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 6 (*totalmente de acuerdo*). Se preguntó a los participantes sobre su comportamiento en los últimos cinco meses. La Tabla 2 muestra la fiabilidad obtenida para cada dimensión.

El IGD se evaluó con la versión española de la Escala de trastorno de juego por Internet, IGD-20, (Fuster et al., 2016; Pontes, Király, Demetrovics y Griffiths, 2014). El cuestionario consta de 20 ítems que evalúan la actividad en videojuegos en línea durante los últimos 12 meses, a través de las dimensiones del modelo de adicción (Griffiths, 2005) mencionado en la introducción. Utiliza una escala tipo Likert de cinco puntos, desde 1 (*muy en desacuerdo*) a 5 (*muy de acuerdo*). La Tabla 2 muestra la fiabilidad obtenida para cada dimensión.

Por último, la CVRS se evaluó con la versión española del KIDSCREEN-10 (The Kidscreen Group Europe, 2006) para niños y adolescentes de 8 a 18 años. Esta versión consta de 10 ítems para evaluar una dimensión global. Utiliza una escala tipo Likert de 5 puntos para calificar el acuerdo y/o la frecuencia, desde 1 (*muy en desacuerdo/nunca*) a 5 (*muy de acuerdo/siempre*). Este índice general de la CVRS recopila indicadores clave de bienestar físico, bienestar psicológico, autonomía y relación con los padres, amigos, apoyo social y entorno escolar. El cuestionario proporciona una puntuación para cada participante en relación con la muestra utilizada para su estandarización en España (The Kidscreen Group Europe, 2006). Para KIDSCREEN-10, las puntuaciones medias variaron alrededor de 50 ($SD = 10$) debido a la estandarización del valor T . La fiabilidad obtenida para α y ω fue 0,81.

Procedimiento

Los cuestionarios se aplicaron en formato en línea a través de la plataforma Qualtrics. Los participantes cumplieron los cuestionarios en aulas de informática coordinadas por los departamentos de orientación de cada centro y bajo la supervisión del tutor del aula, que previamente había sido capacitado para tal fin. El tiempo necesario para completar los cuestionarios osciló entre 10 y 18 minutos.

Análisis estadístico

Primero, se estimaron los coeficientes alfa de Cronbach y Omega para determinar la consistencia interna de los instrumentos utilizados. El primero se obtuvo utilizando el paquete estadístico para ciencias sociales 23 (SPSS) (IBM Corp, 2015), y el segundo utilizando el software R (R Development Core Team 3.0.1, 2013) y el paquete Psych (Revelle, 2015). Los restantes análisis se llevaron a cabo con SPSS 23.

Para la baremación de GPIU y de IGD se utilizaron los criterios establecidos en la literatura. En el caso de IGD, se consideró la puntuación establecida por Fuster et al., (2016) con un punto de corte por encima de 75 puntos. Para la clasificación de GPIU, el punto de corte fue 52, siguiendo el criterio establecido por Machimbarrena et al. (2019).

Para el primer objetivo, se realizaron los siguientes análisis: análisis de frecuencias y chi cuadrado para el contraste de proporciones y análisis de residuales estandarizados ajustados. Para el segundo objetivo, se utilizaron correlaciones canónicas (CCA). Para el tercer objetivo, se realizaron la *t* de Welch para muestras independientes, correlaciones de Pearson y análisis de regresión múltiple. Para el último objetivo, se utilizaron medidas de tendencia central y de dispersión de las variables de estudio, *t* de Welch para muestras independientes y análisis de varianza (*F* de Welch) con comparaciones post hoc de Games-Howell. Un valor inferior a $p = ,05$ se consideró significativo.

Consideraciones éticas

El estudio se realizó con la autorización de los participantes, las escuelas y la institución político-educativa de cada Comunidad Autónoma. A través de los canales oficiales de co-

municación con las familias, las escuelas enviaron un formulario de consentimiento pasivo que informaba a los padres/tutores sobre el propósito del estudio y sus características, sus promotores y su derecho a no participar. Los padres/tutores que no quisieron permitir la participación devolvieron el consentimiento firmado. Esto ocurrió en menos del 1% de la muestra. Se obtuvo el informe favorable del Comité de Ética de la Investigación del Principado de Asturias (Ref. 231/17).

Resultados

Tasa de prevalencia, análisis descriptivos y correlaciones

La Tabla 1 muestra la prevalencia de GPIU y de IGD, según los puntos de corte antes mencionados. Un porcentaje significativamente mayor de chicas presentaba problemas de GPIU, mientras que el porcentaje de chicos con problemas de IGD era significativamente mayor.

Para analizar la relación multivariante compartida entre el GPIU y el IGD, se realizó un CCA utilizando las cuatro dimensiones de GPIU como variables independientes y las seis dimensiones de IGD como variables criterio. Este análisis produjo cuatro funciones canónicas, y solo las dos primeras funciones produjeron tamaños del efecto de correlación canónica cuadrática interpretable (R_c^2) de 22,8% y 10,2%, respectivamente. Las funciones tercera y cuarta explicaron menos del 1% de la varianza (0,7% y 0,3%, respectivamente) y, por tanto, se omitieron de la interpretación.

Para explorar las diferencias entre la variable sexo, se realizaron dos conjuntos de correlaciones canónicas para cada sexo. Este procedimiento arrojó resultados similares a los obtenidos con la muestra general (criterio Λ de Wilks = ,572, $F(24, 2760,68) = 19,94$, $p < ,001$ para hombres; y criterio Λ de Wilks = ,702, $F(24, 2450,20) = 10,89$, $p < ,001$ para mujeres) y, por tanto, solo se describen los resultados de la muestra total. En conjunto, el modelo completo en todas las funciones fue estadísticamente significativo utilizando el criterio Λ de Wilks = ,685, $F(24, 5244,55) = 25,03$, $p < ,001$. Dado que Λ de Wilks representa la varianza no explicada por el modelo, $1 - \Lambda$ produce el tamaño del efecto del modelo completo en

Tabla 1. Prevalencia de cada uno de los riesgos como función de la gravedad del problema para la muestra total y por sexo.

Constructo	Gravedad del problema	Total <i>f</i> (%) <i>n</i> = 1977	Chicos <i>f</i> (%) <i>n</i> = 914	Chicas <i>f</i> (%) <i>n</i> = 1063	$\chi^2 (p)$
Uso Problemático Generalizado de Internet	Sin problema	1670 (84,5)	791 (86,5) *	879 (84,5) **	5,56 (,018)
	Con problema	307 (15,5)	123 (13,5) **	184 (15,5) *	
		Total <i>f</i> (%) <i>n</i> = 1437 ¹	Chicos <i>f</i> (%) <i>n</i> = 750	Chicas <i>f</i> (%) <i>n</i> = 687	$\chi^2 (p)$
Trastorno de juego por Internet	Sin problema	1389 (96,7)	714 (495,29) **	675 (98,3) *	10,35 (,001)
	Con problema	48 (3,3)	36 (4,8) **	12 (0,8) *	

Nota. ¹ 585 participantes informaron que no jugaban videojuegos.

*Residuales estandarizados ajustados > 1,96. **Residuales estandarizados ajustados < -1,96.

Tabla 2. *Correlaciones canónicas entre el GPIU y el IGD (GPIU, n = 1065; IGD, n = 729).*

	Variable	Función 1			Función 2			h^2	α	ω
		Coef.	R	$\%r_s^2$	Coef.	R	$\%r_s^2$			
GPIU	POSI	-0,23	-,69	47,75	0,15	,28	7,78	55,53	,83	,83
	Regulación del estado de ánimo	-0,18	-,68	45,56	1,07	,71	49,70	95,27	,84	,84
	Consecuencias negativas	-0,65	-,94	87,61	-0,69	-,28	8,07	95,68	,81	,81
	Autorregulación deficiente	-0,15	-,79	61,62	-0,23	-,04	0,14	61,76	,90	,90
	GPIU (Adecuación)			60,64			16,42	77,06		
	R_c^2			22,84			10,24			
Trastorno de juego por Internet	IGD (Adecuación)			78,18			6,92	85,10		
	Prominencia	-0,20	-,88	77,97	-0,17	-,07	0,52	78,49	,77	,79
	Modificación del estado de ánimo	-0,24	-,82	66,75	1,38	,57	32,38	99,13	,85	,85
	Tolerancia	0,08	-,85	72,25	-0,11	-,07	0,52	72,77	,78	,78
	Abstinencia	-0,10	-,90	80,82	-0,13	-,09	0,72	81,54	,87	,87
	Conflicto	-0,36	-,93	85,56	-0,67	-,26	6,50	92,07	,86	,86
	Recaída	-0,29	-,93	85,75	-0,17	-,09	0,86	86,61	,76	,77

Nota. Coef. = coeficiente estandarizado de función canónica; r_s = coeficiente estructural; r_s^2 = coeficiente estructural al cuadrado o varianza explicada; h^2 = comunalidades entre las dos funciones para cada variable; POSI = preferencia por la interacción social en línea; Adecuación = una medida de cómo las puntuaciones sintéticas en una función se comportan al reproducir la varianza en un conjunto de variables. Los coeficientes estructurales más relevantes se muestran en negrita. α = alfa de Cronbach; ω = Omega de McDonald.

una métrica r^2 (Henson, 2006). Por tanto, para el conjunto de cuatro funciones canónicas, el tamaño del efecto de tipo r^2 fue 0,32, lo que indica que el modelo completo puede explicar una parte sustancial, aproximadamente el 32%, de la varianza compartida por los conjuntos de variables.

La prueba de las Funciones 2-4 también fue estadísticamente significativa, Λ de Wilks = ,889, $F(15, 4152,28) = 12,16$, $p < ,001$, $R_c^2 = 11,2\%$. Sin embargo, las pruebas de las Funciones 3-4 no explicaron una gran cantidad de varianza compartida para el conjunto de variables, Λ de Wilks = ,989, $F(8, 3010) = 2,07$, $p = ,035$, $R_c^2 = 1,1\%$, y Λ de Wilks = ,996, $F(3, 1506,00) = 1,77$, $p = ,150$, $R_c^2 = 0,3\%$, respectivamente. La Tabla 2 presenta los coeficientes estandarizados de función canónica y los coeficientes estructurales para las Funciones 1 y 2, los coeficientes estructurales al cuadrado, así como las comunalidades (h^2) entre las dos funciones para cada variable.

Para los coeficientes de la Función 1, las variables de criterio relevantes (IGD) fueron principalmente Abstinencia, Conflicto y Tolerancia, con correlaciones iguales o superiores a 0,90, aunque el resto de las dimensiones también realizan contribuciones estadísticamente significativas. Además, todos los coeficientes estructurales de estas variables tienen el mismo signo, lo que indica que todas están relacionadas positivamente entre sí. En cuanto a las variables independientes en la Función 1, la dimensión Consecuencias Negativas de GPIU tiene la mayor contribución, pero las otras tres dimensiones también hacen contribuciones significativas, con valores superiores a 0,60. Todas las variables de GPIU en el conjunto de predictores también comparten

el mismo signo entre sí y con las variables criterio, lo que indica que están correlacionadas positivamente.

En cuanto a la Función 2, los coeficientes sugieren que la única variable criterio de relevancia es Modificación del estado de ánimo, la cual se correlaciona negativamente con las demás variables. En cuanto al GPIU, la dimensión Regulación del estado de ánimo hace la mayor contribución. El signo de las correlaciones muestra que esta dimensión está relacionada negativamente con las consecuencias negativas y la autorregulación deficiente, pero correlacionada positivamente con la Preferencia por la interacción social y con la variable criterio Modificación del estado de ánimo.

También se realizaron correlaciones de Pearson para relacionar las puntuaciones totales del GPIU y del IGD con la CVRS ($r = -,354$, $p < ,001$; $r = -,203$, $p < ,001$, respectivamente). Todas las dimensiones de GPIU se correlacionaron de manera significativa e inversa con la CVRS: Preferencia por la interacción en línea ($r = -,219$, $p < ,001$), Regulación del estado de ánimo ($r = -,246$, $p < ,001$), Consecuencias negativas ($r = -,308$, $p < ,001$) y Autorregulación deficiente ($r = -,77$, $p < ,01$). La misma situación ocurre con las dimensiones de IGD: Prominencia ($r = -,237$, $p < ,001$), Modificación del estado de ánimo ($r = -,253$, $p < ,001$), Tolerancia ($r = -,233$, $p < ,001$), Asilamiento ($r = -,272$, $p < ,001$), Conflicto ($r = -,272$, $p < ,001$), y Recaída ($r = -,258$, $p < ,001$).

A nivel general, no hubo diferencias en las puntuaciones de GPIU entre chicos ($M = 34,2$, $SD = 15,1$) y chicas ($M = 35,01$, $SD = 15,5$); $t(1977) = -1,21$, $p = ,226$; sin embargo, se encontraron puntuaciones en el IGD significativamente más altas en los chicos ($M = 34,7$, $SD = 16,2$) que en las

Tabla 3. Diferencias según edad (11-13, 14-15 y 16-18 años) en los constructos del estudio (n = 1977).

	11-13 años ^a n = 705		14-15 años ^b n = 922		16-18 años ^c n = 350		F de Welch	η^2	Post hoc (Games-Howell)
	M	SD	M	SD	M	SD			
Uso problemático generalizado de Internet	31,59	14,83	36,19	15,54	36,96	14,58	24,01***	,023	a<b; a<c
Trastorno de juego por Internet	28,56	14,27	31,23	15,91	31,50	15,41	5,79***	,008	a<b; a<c
Calidad de vida relacionada con la salud	48,61	8,60	45,94	8,16	43,66	7,55	48,91***	,045	a>b; a>c; b>c

Nota. M = media aritmética; SD = desviación estándar; η^2 = eta cuadrada; *** = $p < ,001$. Todas las comparaciones post hoc son significativas con $p < ,001$.

chicas ($M = 25,2$, $SD = 12,0$), $t(1569) = -13,14$, $p < ,001$, $d = 0,66$. En el GPIU, la única diferencia estuvo en la dimensión de Autorregulación deficiente ($t(1985) = -3,05$; $p = ,002$; $d = 0,14$), obteniendo las chicas puntuaciones más altas. En el IGD, hubo diferencias significativas en todas las dimensiones, en todos los casos fueron mayores para los chicos que para las chicas. Las dimensiones con mayores diferencias fueron Prominencia ($t(1569) = 14,5$ $p < ,001$, $d = ,72$) y Tolerancia ($t(1567) = 12,99$, $p < ,001$, $d = 0,65$). En la CVRS, las chicas tuvieron puntuaciones inferiores: chicos ($M = 47,62$, $SD = 8,36$) y chicas ($M = 45,48$, $SD = 8,31$); $t(2017) = 5,74$, $p = ,001$, $d = 0,26$).

En cuanto a las diferencias en función del grupo de edad, se encontraron diferencias estadísticamente significativas para los tres constructos (ver Tabla 3). Tanto para las puntuaciones de GPIU como de IGD, las puntuaciones de los participantes de 11 a 13 años fueron más bajas que las de los participantes de 14-15 y de 16-18 años. Lo contrario ocurrió con la CVRS, donde las puntuaciones más altas se asociaron con el grupo de 11-13 años, disminuyendo significativamente en los grupos de mayor edad.

Relación de GPIU y de IGD con la CVRS

Respecto de la muestra total, el 15,5% reportó niveles altos de GPIU y el 3,3% de los jugadores de videojuegos presentaba IGD. Los participantes que no tuvieron problemas puntuaron significativamente más en la CVRS que los que informaron de algún problema (ver Tabla 4). Se puede observar que los que no presentaron problemas se encuentran en el rango de los valores de referencia de la población española estandarizados en torno a 50 ($SD = 10$). Por el contrario, los participantes que presentaron problemas, ya sea de GPIU o de IGD, puntuaron en la CVRS casi una desviación estándar menos. Además, el 1,47% ($n = 29$) de la muestra presentó problemas tanto en GPIU como en IGD, y estos participantes tuvieron las puntuaciones más bajas en CVRS. También debe tenerse en cuenta que el 60,4% de los participantes con problemas de IGD también tenía problemas de GPIU.

Por último, se realizó un análisis de regresión jerárquica para identificar qué dimensiones específicas de GPIU y de IGD están relacionadas con la CVRS (ver Tabla 5). Todas las dimensiones de GPIU y de IGD se utilizaron como va-

Tabla 4. Diferencias en la Calidad de Vida Relacionada con la Salud en función de la gravedad del problema en Uso Problemático General de Internet y Trastorno de Juego por Internet según perfil (sin problemas, problemas solo con GPIU, problemas solo con IGD, problemas con GPIU e IGD).

	Nivel de gravedad	CVRS M (SD)	t de Welch (d de Cohen)
Uso Problemático Generalizado de Internet (GPIU) (n = 1977)	Sin problemas (n = 1670)	47,37 (8,26)	11,91*** (0,71)
	Con problemas (n = 307)	41,91 (7,20)	
Trastorno de juego por Internet (IGD) (n = 1437)	Sin problemas (n = 1389)	46,95 (8,10)	6,64*** (0,97)
	Con problemas (n = 48)	39,13 (8,01)	
			F (η^2) de Welch Post hoc
Solapamiento entre GPIU e IGD (n = 1980)	Sin problemas ^a (n = 1654)	47,73 (8,02)	53,61*** (,066) a>b, c, d b > d
	Problemas solo con GPIU ^b (n = 278)	42,32 (7,08)	
	Problemas solo con IGD ^c (n = 19)	40,89 (8,93)	
	Problemas con GPIU+IGD ^d (n = 29)	37,98 (7,28)	

Nota. CVRS = Calidad de Vida Relacionada con la Salud; η^2 = eta cuadrada; M = media aritmética; SD = desviación estándar. *** = $p < ,001$. Todas las comparaciones post hoc son significativas con $p < ,05$.

Tabla 5. Análisis de regresión múltiple con Calidad de Vida Relacionada con la Salud (CVRS) como variable dependiente.

	CVRS				
	<i>B</i>	<i>SE</i>	β	<i>t</i>	<i>p</i>
Paso 1					
Sexo	-2,68	0,42	-0,16	-6,262	< ,001
Edad	-1,01	0,13	-0,18	-7,89	< ,001
<i>R² ajustado para el Paso 1</i>	,078				
Paso 2					
Preferencia por la interacción en línea	-0,17	0,07	-0,07	-2,63	,009
Regulación del estado de ánimo	-0,19	0,06	-0,10	-3,06	,002
Consecuencias negativas	-0,44	0,08	-0,18	-5,49	< ,001
Autorregulación deficiente	-0,03	0,04	-0,03	-0,93	,352
Prominencia	0,06	0,13	0,02	0,30	,762
Modificación del estado de ánimo	-0,22	0,12	-0,06	-1,88	,061
Tolerancia	0,15	0,14	0,05	1,20	,230
Abstinencia	-0,27	0,16	-0,08	-1,58	,114
Conflicto	-0,06	0,12	-0,02	-0,43	,666
Recaída	0,00	0,12	0,00	-0,05	,961
<i>R² ajustado para el Paso 2</i>	,202				
<i>F</i>	32,39				

Nota. «0» representa niños y «1» representa niñas en la variable sexo; B = beta no estandarizada; SE = error estándar; β = beta estandarizada.

riables explicativas. Los análisis mostraron que edad, sexo, preferencia por la interacción social en línea, regulación del estado de ánimo y consecuencias negativas se asociaron estadística y significativamente con la CVRS. Ninguna dimensión de IGD se asoció significativamente con la CVRS.

Discusión

La expansión del uso de Internet entre los adolescentes ha llevado al desarrollo de nuevos comportamientos problemáticos. Este estudio ha examinado la concurrencia del uso problemático de Internet y el trastorno de juego por Internet y proporciona evidencia de su asociación con la calidad de vida relacionada con la salud en adolescentes.

En cuanto a la prevalencia de GPIU y de IGD, los resultados indicaron que el 15,5% de los adolescentes presentan GPIU. Estos valores son convergentes con los de otros estudios (Cha y Seo, 2018; Gómez et al., 2017; Machimbarrena et al., 2018, 2019; Yudes-Gómez et al., 2018). Además, el 3,3% supera el punto de corte para el diagnóstico de IGD. Esta cifra es ligeramente inferior a la del metaanálisis sobre la prevalencia de IGD (Fam, 2018), aunque se encuentra dentro de un rango similar encontrado por los autores del

IGD-20 (Fuster et al., 2016) y también ligeramente superior al encontrado con la versión española del IGDS9-SF (Beranuy et al., 2020). Sin embargo, está en línea con otros estudios realizados con el IGD-20 (Bernaldo-de-Quirós, Labrador-Méndez, Sánchez-Iglesias y Labrador, 2020).

Como se había hipotetizado, existe una asociación significativa y positiva entre el GPIU y el IGD, lo que está en línea con los hallazgos de otros estudios (Caplan et al., 2009; Cudo et al., 2018; Laconi et al., 2015). Los resultados de las correlaciones canónicas proporcionan evidencias muy relevantes. En la primera función, la variable más importante son las consecuencias negativas, pero en la segunda función es la regulación del estado de ánimo. Esto es coherente con el estudio de perfiles latentes realizado por Machimbarrena et al. (2019) que establecían cuatro perfiles: no problemático, usuario problemático, problema grave y regulador del estado de ánimo. El último está relacionado con los datos de la segunda función, donde Internet se utiliza para modificar el estado de ánimo, pero que no presenta consecuencias negativas o una autorregulación deficiente. Por el contrario, la primera función está relacionada con usuarios problemáticos o con usuarios con problemas graves, ya que existen consecuencias negativas y una autorregulación deficiente. Esto puede ser relevante para los estudios que sugieren que la regulación del estado de ánimo es importante en la remisión espontánea del uso problemático de Internet (Wartberg y Lindenberg, 2020).

Además de lo dicho, como contribución específica de este estudio, cabe señalar que el 2% ($n = 29$) de los participantes que jugaban a videojuegos presentaban problemas de GPIU y de IGD de forma conjunta y, además, el 60,4% de los participantes que tenían problemas de IGD también presentó problemas de GPIU. Estos datos se relacionan con el modelo de riesgo acumulativo de Evans, Li y Whipple (2013), que sugiere analizar el solapamiento o la coexistencia de diferentes riesgos. Esta concurrencia se relaciona con peores indicadores de salud y bienestar psicológico que cuando solo se presenta uno de los problemas (González-Cabrera et al., 2019; Machimbarrena et al., 2018). Por tanto, nuestros resultados mostraron que los adolescentes que presentaron ambos problemas obtuvieron puntuaciones más bajas en la CVRS que aquellos que no tenían problemas o que solo tenían uno de los dos problemas (lo que confirma la hipótesis del estudio). Esta es una contribución única de este estudio, y los hallazgos son coherentes con estudios previos que han demostrado que la acumulación de riesgos está relacionada con una peor CVRS (Buiza-Aguado et al., 2018; González-Cabrera et al., 2019; Takahashi et al., 2018; Wartberg et al., 2017). Los resultados también muestran que las dimensiones del GPIU (preferencia por la interacción social en línea, autorregulación deficiente y consecuencias negativas) explican mejor las puntuaciones en la CVRS. Por tanto, estos resultados confirman parcialmente la hipótesis propuesta y están relacionados con

el modelo de Caplan (2010) y con la versión española del GPIUS2 validada por Gámez-Guadix et al. (2013).

Por otro lado, los resultados revelaron diferencias en la prevalencia de los dos problemas en función de sexo y edad. Así, un mayor porcentaje de chicos presentaron IGD, en coherencia con los resultados del metaanálisis de Fam (2018), mientras que un mayor número de chicas reportaron problemas de GPIU. Esto se puede explicar particularmente porque los varones tienen un mayor consumo de videojuegos, a pesar de que las tendencias estén cambiando (Fam, 2018). Estos datos confirman la hipótesis propuesta con respecto al sexo y al IGD, pero no con respecto al GPIU, para el cual habíamos planteado la hipótesis de que no habría diferencias, considerando los resultados contradictorios de estudios anteriores. Nuestros resultados añaden evidencia a investigaciones previas que apuntan a un mayor número de chicas que tienen problemas de GPIU (Gómez et al., 2017; López-Fernández, 2018; Machimbarrena et al., 2019; Yudes-Gómez et al., 2018). Diferentes factores pueden explicar las diferencias de sexo encontradas en el GPIU, siendo el más probable el uso de diferentes instrumentos de evaluación y puntos de corte en este contexto. Otras explicaciones pueden centrarse en el hecho de que el GPIU se asocia a otros riesgos específicos de Internet que no fueron evaluados, como la nomofobia (que afecta de manera significativa a las chicas, especialmente entre los 12 y 16 años) (León-Mejía, González-Cabrera, Calvete, Patino-Alonso y Machimbarrena, 2020). También puede deberse al uso de diferentes tecnologías en chicos y chicas (Tokunaga, 2017).

En cuanto a la edad, se encontraron diferencias significativas entre los grupos, obteniendo los participantes mayores puntuaciones más altas en el GPIU y el IGD y puntuaciones más bajas en la CVRS. Estos resultados son coherentes con otros estudios (Gómez et al., 2017; The Kidscreen Group Europe, 2006) y confirman la hipótesis del estudio. Las puntuaciones más altas en el GPIU y el IGD pueden estar relacionadas con el aumento del consumo de Internet y con poseer un teléfono móvil. En general, a medida que avanza la adolescencia, el porcentaje aumenta cada año. Por tanto, según datos del INE (2019), a los 10 años el 79% de los usuarios posee un ordenador, y a los 15 el porcentaje es del 93,6%. Además, a los 10 años, el 22,3% posee un móvil, alcanzando el 93,8% a los 15 años. Las estrategias de mediación parental en línea también son más restrictivas en la adolescencia temprana (9-12 años), y esto potencialmente expone al niño a menos riesgos (Martínez, Casado y Garitaonandia, 2020).

Este estudio presenta limitaciones: a) el estudio es transversal, lo que impide el establecimiento de direccionalidad entre las variables. Por tanto, sería conveniente diseñar estudios longitudinales en futuras investigaciones; b) el estudio no incluyó otras variables que podrían explicar algunas de las relaciones encontradas. Por ejemplo, tener

información sobre los factores estresantes y la naturaleza de las relaciones interpersonales de los adolescentes podría ayudar a comprender la relación entre el GPIU, el IGD y la CVRS; c) solo se utilizaron autoinformes, con los posibles sesgos asociados a su uso. En el futuro, sería de gran interés incluir heteroinformes (p. ej., padres o profesores) para evaluar la CVRS e introducir la evaluación clínica de IGD por un especialista; d) los resultados podrían haberse visto afectados por un sesgo retrospectivo; e) no se evaluó el desarrollo madurativo de los participantes; f) la muestra, aunque amplia y geográficamente variada, se obtuvo mediante muestreo no probabilístico.

Los hallazgos de este estudio pueden tener implicaciones relevantes tanto para los educadores como para los profesionales de la salud. Debido a la estrecha relación entre estos constructos, al detectar uno de los dos problemas sería relevante evaluar el otro. Es imperativo que los futuros programas de prevención aborden los riesgos del uso inadecuado de Internet de manera conjunta y no solo de manera específica. También sería de gran interés incluir habilidades para la resolución de conflictos y el desarrollo de una regulación adecuada de las emociones y del estado de ánimo a través de Internet.

En conclusión, este estudio relaciona el GPIU y el IGD en una muestra de adolescentes. Además, se establecen relaciones entre los dos constructos, y se muestra una menor CVRS, especialmente cuando los dos problemas concurren al mismo tiempo.

Reconocimientos

Esta investigación ha sido financiada por el Ministerio de Economía, Industria y Competitividad de España, RTI2018-094212-B-I00: (CIBER-AACC), la Universidad Internacional de la Rioja, Proyecto «Ciberpsicología (Trienio 2017-20)» y por el Gobierno Vasco (Ref. IT982-16).

Conflicto de intereses

Los autores declaran la inexistencia de conflicto de interés.

Referencias

- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed.)*. Washington, DC: American Psychiatric Association. doi:10.1176/appi.books.9780890425596.
- Aznar-Díaz, I., Kopecký, K., Romero-Rodríguez, J. M., Cáceres-Reche, M. P. y Trujillo Torres, J. M. (2020). Patologías asociadas al uso problemático de Internet. Una revisión sistemática y metaanálisis en WOS y Scopus. *Investigación Bibliotecológica: Archivonomía, Bibliotecología e Información*, 34, 229-253. doi:10.22201/ii-bi.24488321xe.2020.82.58118.

- Barayan, S. S., Al Dabal, B. K., Abdelwahab, M. M., Shafey, M. M. y Al Omar, R. S. (2018). Health-related quality of life among female university students in Dammam district: Is Internet use related? *Journal of Family & Community Medicine*, 25, 20-28. doi:10.4103/jfcm.JFCM_66_17.
- Beranuy, M., Machimbarrena, J. M., Vega-Osés, M. A., Carbonell, X., Griffiths, M. D., Pontes, H. M. y González-Cabrera, J. (2020). Spanish validation of the Internet Gaming Disorder scale—short form (IGDS9-SF): Prevalence and relationship with online gambling and quality of life. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17, 1562. doi:10.3390/ijerph17051562.
- Beranuy-Fargues, M., Chamarro, A., Graner, C. y Carbonell, X. (2009). Validation of two brief scales for Internet addiction and mobile phone problem use. *Psicothema*, 21, 480-485.
- Bernaldo-de-Quirós, M., Labrador-Méndez, M., Sánchez-Iglesias, I. y Labrador, F. J. (2020). Instrumentos de medida del trastorno de juego en Internet en adolescentes y jóvenes según criterios DSM-5: Una revisión sistemática. *Adicciones*, 32, 291-230. doi:10.20882/adicciones.1277.
- Buiza-Aguado, C., Alonso-Canovas, A., Conde-Mateos, C., Buiza-Navarrete, J. J. y Gentile, D. (2018). Problematic video gaming in a young Spanish population: Association with psychosocial health. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 21, 388-394. doi:10.1089/cyber.2017.0599.
- Caplan, S. (2002). Problematic Internet use and psychosocial well-being: Development of a theory-based cognitive-behavioral measurement instrument. *Computers in Human Behavior*, 18, 553-575. doi:10.1016/S0747-5632(02)00004-3.
- Caplan, S. (2010). Theory and measurement of generalized problematic Internet use: A two-step approach. *Computers in Human Behavior*, 26, 1089-1097. doi:10.1016/j.chb.2010.03.012.
- Caplan, S., Williams, D. y Yee, N. (2009). Problematic Internet use and psychosocial well-being among MMO players. *Computers in Human Behavior*, 25, 1312-1319. doi:10.1016/j.chb.2009.06.006.
- Carbonell, X. (2014). La adicción a los videojuegos en el DSM-5. *Adicciones*, 26, 91-95. doi:10.20882/adicciones.10.
- Carbonell, X., Chamarro, A., Oberst, U., Rodrigo, B. y Prades, M. (2018). Problematic use of the Internet and smartphones in university students: 2006–2017. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 15, 475. doi:10.3390/ijerph15030475.
- Cha, S. S. y Seo, B. K. (2018). Smartphone use and smartphone addiction in middle school students in Korea: Prevalence, social networking service, and game use. *Health Psychology Open*, 5. doi:10.1177/2055102918755046.
- Cudo, A., Kopiś, N., Strózak, P. y Zapała, D. (2018). Problematic video gaming and problematic Internet use among Polish young adults. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 21, 523-529. doi:10.1089/cyber.2018.0014.
- Davis, R. (2001). A cognitive-behavioral model of pathological Internet use. *Computers in Human Behavior*, 17, 187-195. doi:10.1016/S0747-5632(00)00041-8.
- Durkee, T., Kaess, M., Carli, V., Parzer, P., Wasserman, C., Floderus, B.,... Wasserman, D. (2012). Prevalence of pathological Internet use among adolescents in Europe: Demographic and social factors. *Addiction*, 107, 2210-2222. doi:10.1111/j.1360-0443.2012.03946.x.
- Evans, G. W., Li, D. y Whipple, S. S. (2013). Cumulative risk and child development. *Psychological Bulletin*, 139, 1342-1396. doi:10.1037/a0031808.
- Fam, J. Y. (2018). Prevalence of Internet gaming disorder in adolescents: A meta-analysis across three decades. *Scandinavian Journal of Psychology*, 59, 524-531. doi:10.1111/sjop.12459.
- Fuster, H., Carbonell, X., Pontes, H. M. y Griffiths, M. D. (2016). Spanish validation of the Internet Gaming Disorder-20 (IGD-20) Test. *Computers in Human Behavior*, 56, 215-224. doi:10.1016/j.chb.2015.11.050.
- Gámez-Guadix, M., Orue, I. y Calvete, E. (2013). Evaluation of the cognitive-behavioral model of generalized and problematic Internet use in Spanish adolescents. *Psicothema*, 25, 299-306. doi:10.7334/psicothema2012.274.
- Gentile, D. A., Coyne, S. y Walsh, D. A. (2011). Media violence, physical aggression, and relational aggression in school age children: A short-term longitudinal study. *Aggressive Behavior*, 37, 193-206. doi:10.1002/ab.20380.
- Gómez, P., Rial, A., Braña, T., Golpe, S. y Varela, J. (2017). Screening of problematic Internet use among Spanish adolescents: Prevalence and related variables. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 20, 259-267. doi:10.1089/cyber.2016.0262.
- González-Cabrera, J., Machimbarrena, J. M., Fernández-González, L., Prieto-Fidalgo, Á., Vergara-Moragues, E. y Calvete, E. (2019). Health-related quality of life and cumulative psychosocial risks in adolescents. *Youth and Society*. doi:10.1177/0044118X19879461.
- Greenfield, D. N. (1999). Psychological characteristics of compulsive internet use: A preliminary analysis. *Cyberpsychology and Behavior*, 2, 403-412. doi:10.1089/cpb.1999.2.403.
- Griffiths, M. (2005). A «components» model of addiction within a biopsychosocial framework. *Journal of Substance Use*, 10, 191-197. doi:10.1080/14659890500114359.
- Henson, R. K. (2006). Effect-size measures and meta-analytic thinking in counseling psychology research. *The Counseling Psychologist*, 34, 601-629. doi:10.1177/0011000005283558.
- Kim, E. J., Namkoong, K., Ku, T. y Kim, S. J. (2008). The relationship between online game addiction and ag-

- gression, self-control and narcissistic personality traits. *European Psychiatry*, 23, 212-218. doi:10.1016/j.eurpsy.2007.10.010.
- Kojima, R., Sato, M., Akiyama, Y., Shinohara, R., Mizorogi, S., Suzuki, K.,... Yamagata, Z. (2019). Problematic Internet use and its associations with health-related symptoms and lifestyle habits among rural Japanese adolescents. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 73, 20-26. doi:10.1111/pcn.12791.
- Laconi, S., Tricard, N. y Chabrol, H. (2015). Differences between specific and generalized problematic Internet uses according to gender, age, time spent online and psychopathological symptoms. *Computers in Human Behavior*, 48, 236-244. doi:10.1016/j.chb.2015.02.006.
- Laconi, S., Kaliszewska-Czeremska, K., Gnisci, A., Sergi, I., Barke, A., Jeromin, F.,... Kuss, D. J. (2018). Cross-cultural study of Problematic Internet Use in nine European countries. *Computers in Human Behavior*, 84, 430-440. doi:10.1016/j.chb.2018.03.020.
- Lam, L. T. (2014). Internet gaming addiction, problematic use of the Internet, and sleep problems: A systematic review. *Current Psychiatry Reports*, 16, 444. doi:10.1007/s11920-014-0444-1.
- Lemmens, J. S., Valkenburg, P. M. y Gentile, D. A. (2015). The internet gaming disorder scale. *Psychological Assessment*, 27, 567-582. doi:10.1037/pas0000062.
- León-Mejía, A., González-Cabrera, J., Calvete, E., Patiño-Alonso, C. y Machimbarrena, J. M. (2020). Cuestionario de Nomofobia (NMP-Q): Estructura factorial y puntos de corte de la versión española. *Adicciones*, 33, 137-148. doi:10.20882/adicciones.1316.
- López-Fernández, O. (2018). Generalised versus specific internet use-related addiction problems: A Mixed methods study on internet, gaming, and social networking behaviours. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 15, 2913. doi:10.3390/ijerph15122913.
- Machimbarrena, J. M., Calvete, E., Fernández-González, L., Álvarez-Bardón, A., Álvarez-Fernández, L. y González-Cabrera, J. (2018). Internet risks: An overview of victimization in cyberbullying, cyber dating abuse, sexting, online grooming and problematic internet use. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 15, 2471. doi:10.3390/ijerph15112471.
- Machimbarrena, J. M., González-Cabrera, J., Ortega-Barón, J., Beranuy-Fargues, M., Álvarez-Bardón, A. y Tejero, B. (2019). Profiles of Problematic Internet Use and its impact on adolescents' health-related quality of life. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16. doi:10.3390/ijerph16203877.
- Martínez, G., Casado, M.-Á. y Garitaonandia, C. (2020). Online parental mediation strategies in family contexts of Spain. *Comunicar*, 28, 67-76. doi:10.3916/C65-2020-06.
- Munno, D., Cappellin, F., Saroldi, M., Bechon, E., Guglielmucci, F., Passera, R. y Zullo, G. (2017). Internet Addiction Disorder: Personality characteristics and risk of pathological overuse in adolescents. *Psychiatry Research*, 248, 1-5. doi:10.1016/j.psychres.2016.11.008.
- Muñoz-Miralles, R., Ortega-González, R., López-Morón, M. R., Batalla-Martínez, C., Manresa, J. M., Montellà-Jordana, N.,... Torán-Monserrat, P. (2016). The problematic use of Information and Communication Technologies (ICT) in adolescents by the cross sectional JOITIC study. *BMC Pediatrics*, 16, 1-11. doi:10.1186/s12887-016-0674-y.
- Pontes, H. M., Király, O., Demetrovics, Z. y Griffiths, M. D. (2014). The conceptualisation and measurement of DSM-5 internet gaming disorder: The development of the IGD-20 test. *PLoS ONE*, 9, 1-9. doi:10.1371/journal.pone.0110137.
- R Development Core Team 3.0.1. (2013). A language and environment for statistical computing. En *R Foundation for Statistical Computing*. Vienna, Austria: Foundation for Statistical Computing.
- Revelle, W. (2015). *Psych: Procedures for Personality and Psychological Research*. V 1.5.6. Recuperado de <https://cran.r-project.org/web/packages/psych/index.html>.
- Takahashi, M., Adachi, M., Nishimura, T., Hirota, T., Yasuda, S., Kuribayashi, M. y Nakamura, K. (2018). Prevalence of pathological and maladaptive Internet use and the association with depression and health-related quality of life in Japanese elementary and junior high school-aged children. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 53, 1349-1359. doi:10.1007/s00127-018-1605-z.
- The Kidscreen Group Europe. (2006). *The KIDSCREEN Questionnaires—Quality of life questionnaires for children and adolescents*. Handbook. Lengerich: Pabst Science Publishers.
- Thomée, S., Härenstam, A. y Hagberg, M. (2011). Mobile phone use and stress, sleep disturbances, and symptoms of depression among young adults—A prospective cohort study. *BMC Public Health*, 11. doi:10.1186/1471-2458-11-66.
- Tokunaga, R. S. (2017). A meta-analysis of the relationships between psychosocial problems and internet habits: Synthesizing internet addiction, problematic internet use, and deficient self-regulation research. *Communication Monographs*, 84, 423-446. doi:10.1080/03637751.2017.1332419.
- Vélez-Galárraga, R., López-Aguilá, S. y Rajmil, L. (2009). Gender and self-perceived health in childhood and adolescence in Spain. *Gaceta Sanitaria*, 23, 433-439. doi:10.1016/j.gaceta.2009.01.014.
- Wallander, J. L. y Koot, H. M. (2016). Quality of life in children: A critical examination of concepts, approaches, issues, and future directions. *Clinical Psychology Review*, 45, 131-143. doi:10.1016/j.cpr.2015.11.007.
- Wartberg, L., Kriston, L. y Kammerl, R. (2017). Associations of social support, sriends only known through the

- internet, and health-related quality of life with internet gaming disorder in adolescence. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 20, 436-441. doi:10.1089/cyber.2016.0535.
- Wartberg, L. y Lindenberg, K. (2020). Predictors of spontaneous remission of problematic internet use in adolescence: A one-year follow-up study. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17, 448. doi:10.3390/ijerph17020448.
- Young, K. S. (1996). Psychology of computer use: XL. Addictive use of the Internet—A case that breaks the stereotype. *Psychological Reports*, 79, 899-902. doi:10.2466/pr0.1996.79.3.899.
- Yudes-Gómez, C., Baridon-Chauvie, D. y González-Cabrera, J.-M. (2018). Cyberbullying and problematic internet use in Colombia, Uruguay and Spain: Cross-cultural study. *Comunicar*, 26, 2018-7. doi:10.3916/C56-2018-05.

ORIGINAL

Percepción del consumo de alcohol propio y de allegados en universitarios de primer curso como predictor del consumo a 10 años

Own and others' perceived drinking among freshmen as predictors of alcohol consumption over 10 years

LUCÍA MOURE-RODRÍGUEZ*, CARINA CARBIA**, MONTSERRAT CORRAL VARELA***, AINARA DÍAZ-GEADA*, FERNANDO CADAVEIRA***, FRANCISCO CAAMAÑO-ISORNA*.

* CIBER de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP). Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública. Universidade de Santiago de Compostela. España.

** APC Microbiome Ireland, Biosciences Building, University College Cork, Cork, Irlanda.

*** Departamento de Psicología Clínica y Psicobiología. Universidade de Santiago de Compostela. España.

Resumen

El consumo percibido por los jóvenes de sus allegados puede afectar a las expectativas respecto al consumo de alcohol y de este modo, a su propio consumo. El objetivo del estudio ha sido identificar la capacidad predictiva de la percepción de consumo de alcohol propio y de los allegados al inicio del periodo universitario, en los patrones de consumo observados a lo largo de 10 años de seguimiento. Se ha llevado a cabo un estudio de cohortes en universitarios en España (n=1.382). Consumo Intensivo de Alcohol (CIA) y Consumo de Riesgo de alcohol (CRA) se midieron con el Test de Identificación de los Trastornos debidos al Uso de Alcohol (AUDIT) a los 18, 20, 22, 24 y 27 años. Se calcularon las Odds Ratios (ORs) con regresión logística multinivel para medidas repetidas. Los universitarios percibían bajo o nulo consumo de alcohol de sus familiares y mayor de sus amigos. Percibir mayor consumo de sus hermanos y amigos aumentó el riesgo de CIA en ambos géneros y de CRA en mujeres. Vivir fuera del domicilio familiar aumentó el riesgo de ambos patrones. En conclusión, la percepción del consumo de alcohol de amigos a los 18-19 años resultó la variable más influyente para el CIA en ambos géneros y el CRA en mujeres a lo largo de 10 años de seguimiento. El consumo de alcohol de los padres al inicio del periodo universitario parece no afectar a los patrones de consumo practicados durante la juventud, una vez se ajusta por el consumo de amigos y hermanos. Vivir en el domicilio familiar actúa como factor protector. Las medidas preventivas en los jóvenes deben tener un enfoque contextual incluyendo a sus allegados.

Palabras clave: consumo intensivo de alcohol, amigos, familia, jóvenes adultos, consumo de alcohol en universitarios

Abstract

The alcohol use perceptions young people have of those close to them can affect their expectations regarding alcohol and, thus, their own drinking. We aim to identify the predictive ability of own and significant others' perceived drinking at age 18-19 in the alcohol use patterns at 27-28. A cohort study was carried out among university students in Spain (n=1,382). Binge Drinking (BD) and Risky Consumption (RC) were measured with the Alcohol Use Disorders Identification Test at ages 18, 20, 22, 24 and 27. Multilevel logistic regression for repeated measures was used to calculate the adjusted Odds Ratios (ORs). College students perceive their family's alcohol consumption as very low or nothing, while the perception of their own alcohol use or that of their friends is higher. Perceiving higher alcohol use among their siblings and friends increases the risk of BD for both sexes and RC for women. Living away from the parental home increases the risk of RC and BD. In conclusion, the perception of their friend's alcohol use at age 18-19 is the most influential variable in BD among both sexes and in RC among men throughout 10 years of follow-up. Parental alcohol consumption does not affect college student drinking patterns when friends and siblings are considered. Living with one's family acts as a protective factor. Preventive measures focused on young people should take a contextual approach and include those closest to them.

Keywords: heavy episodic drinking, peers, family, emerging adulthood, alcohol drinking in college

■ Recibido: Marzo 2020; Aceptado: Septiembre 2020.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334

■ Enviar correspondencia a:
Carina Carbia
E-mail: carina.carbiasinde@ucc.ie

El Consumo Intensivo de Alcohol (CIA) ha reemplazado, entre la gente joven, otras formas de consumo más tradicionales en los países de la cuenca mediterránea (Galán, González y Valencia-Martín, 2014; Martinotti et al., 2017). Este patrón se ha definido como la ingesta de grandes cantidades de alcohol en un corto espacio de tiempo, alcanzando unas concentraciones de alcohol en sangre de al menos 0,8 g/l (Ministerio de Sanidad y Consumo, 2008; National Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism, 2004).

Existe una tendencia generalizada a considerar esta forma de consumo como característica de la juventud y del periodo de transición a la edad adulta, tal como ocurre con otras conductas de riesgo (Bava y Tapert, 2010; Chassin, Pitts y Prost, 2002; Crundall, 1995; Schulenberg, O'Malley, Bachman, Wadsworth y Johnston, 1996). Sin embargo, la escasa existencia de estudios longitudinales en Europa sobre el CIA en jóvenes de países mediterráneos no permite confirmar la naturaleza transitoria de esta práctica de consumo. En otros contextos algunos autores han observado como una parte de los jóvenes que practica CIA durante la adolescencia mantienen estos patrones durante la juventud e incluso en los primeros años de la edad adulta (Jefferis, Power y Manor, 2005; Meier, 2010; Patrick et al., 2019).

Nuestro equipo de investigación ha seguido a lo largo de 10 años a una cohorte de jóvenes universitarios, la "Cohorte Compostela", en la región noroeste de España. Este seguimiento ha permitido constatar que las prácticas de CIA a los 27 años no son tan bajas como se esperaba (Moure-Rodríguez et al., 2016). Estos datos, junto con las consecuencias negativas de estos consumos durante la juventud (Cservénka y Brumback, 2017; Newbury-Birch et al., 2009; World Health Organization, 2018;), evidencian la necesidad de abordar estas conductas.

Los universitarios son una población que presenta elevadas prevalencias de CIA, tanto en nuestra cohorte como en otros estudios (Merrill y Carey, 2016; Moure-Rodríguez et al., 2016; Moure-Rodríguez et al., 2018). Entre las variables que se han relacionado con esta práctica se puede destacar la edad de inicio de consumo, el género y el lugar de residencia (Moure-Rodríguez et al., 2016; Wicki, Kuntsche y Gmel, 2010). Vivir fuera del domicilio familiar o vivir en el campus ha mostrado un mayor riesgo de estas prácticas en estudios previos, principalmente realizados en EEUU, llegando a considerarse el campus como un entorno húmedo, de accesibilidad al alcohol, donde además los pares pueden presentar una mayor influencia (Benz et al., 2020; Simons-Morton et al., 2016), sin embargo los resultados en estudios sobre universitarios en Europa no son tan claros, existiendo diferencias en cuanto al contexto universitario que pueden moldear estas relaciones en distintas direcciones (Kuntsche et al., 2004).

Las expectativas de los jóvenes universitarios respecto al consumo de alcohol a los 18 años han mostrado ser una

variable explicativa del CRA y el CIA en la Cohorte Compostela 2005 (Moure-Rodríguez et al., 2016; Moure-Rodríguez et al., 2018). La naturaleza modificable de esta variable justifica el interés de la comunidad científica en ella, con investigaciones centradas en modificar las expectativas de los jóvenes, aumentando las expectativas negativas y disminuyendo las positivas, con el objetivo de reducir su consumo de alcohol (Monk y Heim, 2013; Scott-Sheldon, Terry, Carey, Garey y Carey, 2012;). Sin embargo, aunque algunas intervenciones han conseguido modificar las expectativas de los jóvenes respecto al alcohol, esto no ha supuesto cambios en el consumo más allá del primer mes tras la intervención (Scott-Sheldon et al., 2012).

Las expectativas pueden definirse como el conjunto de creencias implícitas o explícitas de un individuo respecto a las consecuencias del consumo de alcohol, a pesar de que existen antes de cualquier experiencia personal de consumo (Miller, Smith y Goldman, 1990). Según Critchlow (1986), se generan probablemente a partir de la observación y de las normas culturales. Como su entorno más cercano y sus principales agentes de socialización durante la infancia, el consumo de alcohol de los padres tendrá una especial influencia en las expectativas y, por tanto, en el consumo de alcohol de los jóvenes (Bahr, Hoffmann y Yang, 2005; Voogt et al., 2017). Aun así, no debemos olvidar que durante la juventud hay una tendencia a estrechar los lazos y socializar con los pares, a medida que se gana autonomía y disminuye el tiempo que se pasa con los padres. Por lo tanto, a estas edades aumenta la influencia de los pares (Brown y Larson, 2009; Patrick y Schulenberg, 2013). Tal como Oei y Morawska (2004) explican, cuando las expectativas –creadas como resultado de los modelos parentales, la influencia de los pares e incluso de los medios de comunicación– se establecen, guían el comportamiento de los jóvenes respecto al consumo de alcohol y, como resultado, este consumo suele confirmar las expectativas.

Steinberg (2014) señaló que a pesar de que los jóvenes tienden a estar en desacuerdo con los padres, suelen coincidir en los asuntos importantes como seguridad y moralidad. Así, tanto el contexto familiar como los pares parecen afectar al consumo de alcohol de los jóvenes (Sellers, McManama, Hernandez y Spirito, 2018; Wood, Read, Mitchell y Brand, 2004), aunque estas relaciones pueden variar en función de la edad o el contexto cultural. La influencia de los pares en el consumo de alcohol se ha abordado con frecuencia, pero apenas existe evidencia del papel de las variables relacionadas con el contexto familiar en población universitaria (Windle, Haardörfer, Lloyd, Foster y Berg, 2017).

Teniendo esto en cuenta, se pretende evaluar cómo la percepción de los universitarios de primer año sobre el consumo de alcohol de sus allegados –madre, padre, hermanos/as, y amigos/as– influye en su consumo de alcohol, no solo durante el primer año de universidad, sino a lo largo

de 9 años de seguimiento, en nuestro contexto sociocultural y siempre desde una perspectiva de género.

Método

Diseño, población y muestra

Se ha realizado un estudio de cohortes entre universitarios (Cohorte Compostela 2005, España) entre noviembre de 2005 y febrero de 2015. Se realizó un muestreo por conglomerados bietápico. Es decir, se seleccionó al menos una clase de primer año de cada una de las 33 facultades (un total de 53 clases) de la Universidade de Santiago de Compostela. El número de clases seleccionadas en cada facultad fue proporcional al número de estudiantes. Todos los estudiantes presentes en el aula el día de la encuesta fueron invitados a participar en el estudio ($n=1.382$). El 98,6% de los estudiantes presentes completaron el cuestionario. Los abstemios fueron excluidos del análisis, aunque se presentan en el descriptivo. Los sujetos fueron informados tanto verbalmente como en formato escrito (en el cuestionario) de que la participación era voluntaria, anónima y de la posibilidad de poder abandonar el estudio en cualquier momento sin ningún tipo de consecuencia. Este estudio ha sido aprobado por el Comité de Bioética de la Universidade de Santiago de Compostela.

Recolección de datos

Dos miembros del equipo de investigación acudieron a cada clase de primer año en noviembre de 2005 e invitaron a todos los estudiantes presentes en el aula a participar en el estudio. En noviembre de 2007 los mismos miembros acudieron a las clases de tercer curso para el seguimiento de los participantes, y llamaron por teléfono a los estudiantes que proporcionaron su número en 2010, 2012 y 2015 (a los 4,5, a los 6,5 y a los 9 años de seguimiento).

En todas las ocasiones se evaluó a los participantes a través de cuestionarios anónimos que se emparejaron cruzándolos a través de las variables fecha de nacimiento, sexo, departamento o facultad y clase.

En las 5 ocasiones se incluyeron los mismos cuestionarios. El consumo de alcohol se midió a través de la versión gallega validada del AUDIT (Saunders, Aasland, Babor, de la Fuente y Grant, 1993; Varela, Carrera, Rial, Braña y Osorio, 2006). Al mismo tiempo se administró otro cuestionario sobre factores potencialmente relacionados con el consumo de alcohol (nivel de educación materna, problemas relacionados con el consumo de alcohol, edad de inicio de consumo, lugar de residencia, expectativas respecto al consumo de alcohol y percepción de consumo propio y de allegados). Para medir las expectativas los participantes debían ordenar catorce expectativas respecto al consumo de alcohol (p. ej. aumenta la diversión, permite olvidar los problemas, produce ansiedad, hace sentirse deprimido),

generadas a partir de los ítems de un cuestionario administrado previamente a jóvenes en nuestro país (Defensor del Menor de la Comunidad de Madrid, 2002). Las percepciones se midieron con una escala tipo Likert con 4 categorías (más detalles sobre la recolección de datos en Moure-Rodríguez et al., 2016).

Definición de las variables

Variables independientes

Se consideraron las siguientes variables sociodemográficas: género, lugar de residencia (hogar parental/fuera del hogar parental), nivel de educación materna y paterna (primaria/secundaria/universitaria), edad de inicio de consumo de alcohol (mayor de 16 años, a los 16 años, a los 15 años, antes de los 15 años).

Expectativas positivas. Teniendo en cuenta el número de expectativas positivas y negativas se estableció un ranking de 0 a 14 (0 el máximo de expectativas negativas y 14 el máximo de expectativas positivas). Las puntuaciones se clasificaron en terciles, siendo el tercil superior el correspondiente a los sujetos con mayor puntuación en expectativas positivas. Esta variable se dicotomizó codificando el tercil superior como 1 y el tercil medio e inferior como 0.

Percepción de consumo de alcohol: Percepción del consumo de alcohol propio, de los amigos, hermanos, madre y padre a los 18 años, medido mediante una escala Likert de 4 categorías: nada, poco, bastante o mucho.

Variables dependientes

- 1) Consumo de Riesgo de Alcohol (CRA): Variable dicotómica generada a partir de la puntuación total del AUDIT. El punto de corte se estableció en función del género como ≥ 5 para mujeres y ≥ 6 para hombres, siguiendo las recomendaciones de la versión gallega validada del AUDIT (Varela et al., 2006).
- 2) Consumo Intensivo de Alcohol (CIA). Variable dicotómica generada a partir de la tercera pregunta del AUDIT “¿Con qué frecuencia tomas 6 o más bebidas alcohólicas en una ocasión?”, codificada como 0=nunca, 0=menos de una vez al mes, 1=una vez al mes, 1= una vez a la semana, 1=a diario o casi diariamente. La sensibilidad y especificidad de esta pregunta con este punto de corte es 0,72 y 0,73 respectivamente, y el área bajo la curva de 0,767 (IC 95%: 0,718 – 0,816) (Tuunanen, Aalto y Seppä, 2007).

Análisis estadístico

Se realizó regresión logística multinivel para medidas repetidas para obtener las Odds Ratios (ORs) ajustadas por las variables independientes de los modelos finales del CIA y CRA. Se calcularon IC al 95% para proporciones y medianas. Estos modelos son más flexibles que los tradicionales y por tanto nos permiten trabajar con datos interrelaciona-

dos. Este es el caso, pues el mismo sujeto se ha medido en diversas ocasiones y, por tanto, las respuestas están fuertemente relacionadas creando una estructura de dependencia. La facultad y la clase fueron consideradas variables de efectos aleatorios. Se decidió no imputar los datos perdidos, pues la distribución de los mismos nos permite asumir que no existen patrones de distribución concretos de los mismos. Se generaron modelos máximos que incluían todas las variables independientes teóricas según la literatura. Los modelos finales se generaron a partir de estos modelos máximos. Las variables no significativas se eliminaron del modelo cuando su exclusión no modificaba más del 10% los coeficientes de las demás variables y el valor de Akaike Information Criterion (AIC) disminuía. Los datos se analizaron usando los modelos Mixtos Lineales Generalizados con el paquete estadístico SPSS v.20.

Resultados

Las características de las muestras de mujeres y hombres a los 18 y 19 años se presentan en la Tabla 1 y la Tabla 2. Como se puede observar no existen diferencias estadísticamente significativas para ninguna de las variables en mujeres ni en hombres.

La Tabla 3 presenta las percepciones de consumo propio y de sus allegados, de los participantes. Mientras que solo un tercio de los participantes considera que sus amigos/as consumen poco o nada de alcohol este porcentaje asciende al 68,1% cuando se refiere al consumo propio y alcanza mayores cifras cuando se refiere a familiares, superando el 90% en el caso padres y madres. En esta tabla podemos observar la proporción de sujetos con expectativas positivas en función de su percepción de consumo de alcohol. Una mayor proporción de sujetos que perciben el consumo de sus amigos/as, hermanos y/o hermanas, madre o incluso propio como mayor, presentan expectativas positivas respecto al consumo de alcohol, aunque estas diferencias no son estadísticamente significativas.

La Tabla 4 y la Tabla 5 presentan la proporción de sujetos que practican CRA y CIA a los 18, 20, 22, 24 y 27 años en función de la percepción de consumo propio y de sus allegados a los 18-19 años, por separado para mujeres y hombres. Podemos observar una tendencia a una mayor proporción de sujetos que practican ambos patrones de consumo a medida que la percepción de consumo de los allegados aumenta.

Las Figuras 1 y 2 muestran las prevalencias de CRA a los 18, 20, 22, 24 y 27 años según la percepción del consumo propio a los 18 años entre mujeres y hombres respectivamente. Las Figuras 3 y 4 permiten comparar las tendencias de CRA de los jóvenes universitarios de los 18 a los 27 años en función de la percepción de consumo de sus amigos a los 18 años. En todas ellas se puede observar una tendencia general descendente y mayores prevalencias

entre los participantes con percepción de consumo propia o de sus amigos elevado a lo largo de los años. Las tablas 6 y 7 presentan los resultados del análisis para CRA y CIA en mujeres y hombres respectivamente, ajustando por las variables incluidas, así como por nivel de educación materna y edad. Las variables nivel de educación paterna y nivel de educación materna no han mostrado asociación con CRA ni CIA.

La percepción de que los amigos/as consumen grandes cantidades de alcohol se relaciona con ambos patrones de consumo en las mujeres ($OR=17,5$ para el CRA y $OR=19,3$ para el CIA) y con la práctica de CIA en los hombres ($OR=17,5$).

La misma asociación se encuentra en quienes perciben mayor consumo de sus hermanos/as, con hasta tres veces más riesgo de incurrir en CRA en mujeres y 11 veces más en hombres ($OR=3,7$ y $OR=11,6$ respectivamente) y cuatro veces más riesgo de incurrir en CIA en mujeres y el doble en hombres ($OR=4,5$ y $2,8$).

La percepción del consumo de alcohol de su madre no afecta a las prácticas de estos patrones de consumo en las universitarias. Sin embargo, el riesgo de CRA es mayor en el análisis bivalente entre las universitarias que consideran que sus padres consumen poco o bastante alcohol. Esta asociación se invierte si consideran que consumen mucho alcohol. Entre los hombres es la percepción de que sus madres consumen bastante alcohol la que aumenta el riesgo de practicar CRA ($OR=8,5$) en el análisis bivalente, la percepción de consumo de alcohol de los padres no se asocia a estas conductas.

Respecto al lugar de residencia, vivir fuera del domicilio familiar aumenta el riesgo de practicar tanto CRA ($OR=1,9$ en mujeres y $OR=1,6$ en hombres) como CIA ($OR=1,7$ en mujeres y $OR=1,6$ en hombres).

Discusión

Los jóvenes universitarios tienden a percibir que sus madres, padres y hermanos o hermanas consumen poco o nada de alcohol, mientras consideran mayor su propio consumo o el de sus amigos o amigas. A medida que la percepción de consumo de sus allegados aumenta, aumenta también la proporción de sujetos que practican CRA y CIA. Así, el riesgo de practicar CRA y CIA aumenta cuando los universitarios perciben que sus hermanos/as consumen grandes cantidades de alcohol para ambos géneros. Esta asociación también existe respecto a la percepción de consumo de sus amigos, con excepción de la ausencia de riesgo de CRA en hombres. Respecto a la percepción de consumo de sus padres, solamente se asocia con un aumento de CRA entre las mujeres, mientras que la percepción de consumo de las madres se asocia a un mayor riesgo de CRA entre los hombres, ambos en el análisis bivalente. Por último, vivir fuera del domicilio familiar aumenta el

Tabla 1. Características de las mujeres al inicio del estudio en la muestra inicial y durante el seguimiento.

Porcentaje o media (95%CI)						
	Inicial (18-19 años)	2-años de seguimiento (20-21 años)	4-años de seguimiento (22-23 años)	6-años de seguimiento (24-25 años)	9-años de seguimiento (27-28 años)	p-valor
	n = 992	n = 669(67,4%)	n = 461(46,5%)	n = 266(26,8%)	n = 325(32,8%)	
Nivel de educación materna						
Primaria	41,8 (38,4 - 45,3)	44,2 (40,1 - 48,4)	43,1 (38,3 - 48,3)	47,3 (41,3 - 54,1)	45,7 (40,1 - 51,8)	0,642
Secundaria	33,6 (30,2 - 37,1)	30,5 (26,4 - 34,7)	30,6 (25,8 - 35,8)	26,5 (20,4 - 33,3)	28,1 (22,5 - 34,2)	
Universitaria	24,6 (21,2 - 28,1)	25,3 (21,3 - 29,6)	26,3 (21,4 - 31,4)	26,1 (20,1 - 32,9)	26,2 (20,7 - 32,4)	
Edad de inicio de consumo						
Mayor de 16 años	19,0 (16,5 - 21,8)	17,9 (14,9 - 21,3)	16,5 (13,0 - 20,5)	16,7 (12,1 - 22,5)	14,5 (10,5 - 19,2)	0,438
A los 16 años	38,9 (35,6 - 42,2)	38,1 (34,1 - 42,2)	36,8 (32,0 - 41,7)	40,1(33,6 - 46,8)	36,6 (30,9 - 42,6)	
A los 15 años	25,6 (22,7 - 28,7)	25,9 (22,3 - 29,6)	26,5 (22,2 - 31,1)	26,4 (20,8 - 32,7)	28,3 (23,0 - 34,0)	
Antes de los 15 años	16,5 (14,0 - 19,7)	18,1 (15,0 - 21,5)	20,3 (16,4 - 24,5)	16,7 (12,1 - 22,5)	20,7 (16,0 - 25,9)	
AUDIT (mediana)	5,4 (5,2 - 5,7)	5,6 (5,1 - 5,8)	5,6 (5,2 - 6,0)	5,6 (5,0 - 6,1)	5,3 (4,9 - 5,8)	0,884
Percepción del consumo de alcohol propio a los 18-19						
No consumo	19,1	19,1	18,2	20,3	19,7	0,765
Consumo poco	53,7	53,2	54,0	54,9	54,5	
Consumo bastante	23,1	23,2	23,2	20,7	22,5	
Consumo mucho	3,2	3,4	3,5	3,8	2,8	

Tabla 2. Características de los hombres al inicio del estudio en la muestra inicial y durante el seguimiento.

	Porcentaje o media (IC 95%)					p-valor
	Inicial (18-19 años)	2 años de seguimiento (20-21 años)	4-años de seguimiento (22-23 años)	6-años de seguimiento (24-25 años)	9-años de seguimiento (27-28 años)	
	n = 371	n = 206(55,5%)	n = 139(37,5%)	n = 81(21,8%)	n = 90(24,2%)	
Nivel de educación materna						
Primaria	32,0 (26,5 - 37,8)	35,8 (28,4 - 43,3)	41,6 (32,8 - 50,8)	43,0 (31,6 - 54,8)	41,6 (31,5 - 53,5)	0,449
Secundaria	27,6 (22,1 - 33,3)	27,4 (19,9 - 34,9)	25,5 (16,8 - 34,7)	24,1 (12,7 - 35,8)	27,0 (16,8 - 38,9)	
Universitaria	40,3 (34,8 - 46,0)	36,8 (29,3 - 44,3)	32,8 (24,1 - 42,0)	32,9 (21,5 - 44,7)	31,5 (21,3 - 43,4)	
Edad de inicio de consumo						
Mayor de 16 años	18,1 (12,5 - 24,1)	16,8 (9,2 - 24,7)	15,5 (6,9 - 25,5)	16,4 (6,0 - 29,7)	18,2 (7,8 - 30,3)	0,381
A los 16 años	36,9 (31,2 - 42,8)	41,0 (33,5 - 49,0)	44,0 (35,3 - 54,0)	50,7 (40,3 - 64,0)	48,1 (37,7 - 60,1)	
A los 15 años	21,6 (15,9 - 27,5)	20,2 (12,7 - 28,2)	21,6 (12,9 - 1,6)	23,9 (13,4 - 37,2)	20,8 (10,4 - 32,8)	
Antes de los 15 años	23,4 (17,8 - 29,4)	22,0 (14,4 - 30,0)	19,0 (10,3 - 9,0)	9,0 (0,0 - 22,3)	13,0 (2,6 - 25,1)	
AUDIT (mediana)	7,8 (7,2 - 8,4)	7,4 (6,6 - 8,2)	7,3 (6,4 - 8,2)	6,5 (5,4 - 7,6)	7,1 (6,0 - 8,2)	0,784
Percepción del consumo de alcohol propio a los 18-19						
No consumo	16,2	18,9	20,1	19,8	17,8	0,830
Consumo poco	39,4	40,3	41,7	45,7	42,2	
Consumo bastante	33,7	30,6	29,5	27,2	30,0	
Consumo mucho	9,4	9,2	8,6	7,4	10,0	

Tabla 3. Porcentaje de mujeres y hombres con expectativas positivas respecto al alcohol en función de su percepción de consumo de alcohol propio, y de sus allegados.

	Expectativas positivas (%)	
	Mujeres	Hombres
	n = 992	n = 371
Percepción del consumo de alcohol propio		
No consumo (18,3%)	13,7	14,3
Consumo poco (49,8%)	25,5	24,8
Consumo bastante (25,9%)	46,3	42,4
Consumo mucho (5,0%)	50,0*	55,2*
Perdidos (1,0%)		
Percepción del consumo de alcohol de amigos/as		
No consumen (1,8%) ^a	11,8	0,0
Consumen poco (29,3%)	20,8	25,8
Consumen bastante (48,1%)	32,1	34,3
Consumen mucho (19,9%)	36,8*	36,4
Perdidos (0,8%)		
Percepción del consumo de alcohol de los hermanos/as		
No consumen (44,9%)	27,4	34,2
Consumen poco (28,2%)	26,6	31,8
Consumen bastante (12,8%)	41,6	25,6
Consumen mucho (2,7%)	44,4*	77,8*
Perdidos (11,5%)		
Percepción del consumo de alcohol de la madre		
No consume (62,2%)	28,7	33,7
Consume poco (35,5%)	28,7	29,8
Consume bastante (0,7%)	60,0	40,0
Consume mucho (0,2%)	-	-
Perdidos (1,3%)		
Percepción del consumo de alcohol del padre		
No consume (32,4%)	28,4	35,4
Consume poco (57,7%)	29,7	32,4
Consume bastante (6,6%)	28,1	23,1
Consume mucho (1,0%)	14,3	20,0
Perdidos (2,2%)		

Nota.

^a Porcentajes de sujetos en la categoría de hombres y mujeres combinados.* Diferencias significativas entre categorías de exposición. Test X², p<0,05.

riesgo de ambos patrones de consumo tanto en hombres como en mujeres.

La elevada participación alcanzada en este estudio (un 98,6% del alumnado presente en clase en el primer contacto) nos permite valorar muy positivamente la representatividad de la muestra y por tanto los resultados obtenidos.

La participación a lo largo del seguimiento se vio reducida, con 1.363 sujetos en el primer contacto, 875 a los 2 años de seguimiento, 600 a los 4 años de seguimiento, 347 a los 6 años de seguimiento y 415 a los 9 años de seguimiento. Sin embargo, como se puede observar en las tablas 1 y 2 no ha habido diferencias estadísticamente significativas en las características iniciales de los participantes a lo largo de los 9 años de seguimiento, por lo que se puede considerar que la representatividad de la muestra inicial no se ha perdido.

Más de la mitad de los participantes considera que sus amigos consumen bastante o mucho alcohol, lo que va en línea con las elevadas prevalencias de consumo en jóvenes referidas en nuestro país (Ministerio de Sanidad, 2018a; Ministerio de Sanidad, 2018b) así como en otros países –con uno de cada 3 jóvenes europeos practicando CIA mensualmente– (ESPAD Group, 2016; Farke y Anderson, 2007). A este respecto, la prevalencia de CIA en la Cohorte Compostela a los 18 años es 17,9% y 35,6% para mujeres y hombres respectivamente. Además, los universitarios suelen consumir más alcohol y de un modo más intenso que sus pares no universitarios (Center for Behavioral Health Statistics and Quality, 2015; Merrill y Carey, 2016; Quinn y Fromme, 2011;). De todos modos, no debemos olvidar que los jóvenes, y en concreto los universitarios, tienden a sobreestimar el consumo de sus pares y/o amigos (Cox et al., 2019; Dumas, Davis y Neighbors, 2019), por tanto, nuestros datos pueden estar en parte reflejando esta sobreestimación.

La importante diferencia entre las percepciones de su propio consumo y las de sus amigos observada (Tabla 3), puede estar influida también por una tendencia a infraestimar el propio consumo. En este sentido Gual et al. (2017) encontraron que hasta el 93,7% de los bebedores de riesgo no se ven como consumidores excesivos. Los datos que se presentan en las Figuras 1 y 2 parecen avalar esta infraestimación pues un 35,9% de las mujeres y un 27,2% de los hombres que declararon no consumir alcohol o consumir poco alcohol muestran CRA. Además, casi todos los participantes que declaran consumir bastante alcohol o mucho alcohol a los 18 años muestran CRA a esta misma edad –95,0% de las mujeres; 96,9% de los hombres–, por tanto, entre los jóvenes que consideran que consumen bastante o mucho alcohol no parece estar existiendo una sobreestimación del consumo propio.

El elevado porcentaje de participantes que consideran que sus hermanos/as consumen poco o nada de alcohol –73,1%– puede deberse en parte a que sean hermanos o hermanas menores. La falta de información a este respecto no permite realizar más consideraciones.

Respecto al consumo de las madres, prácticamente el 98% de los participantes consideran que sus madres no consumen alcohol o consumen poco alcohol, por tanto, casi no existe variabilidad en las respuestas. Estos datos pueden ser un reflejo parcial de los patrones de consumo

Tabla 4. Porcentajes de mujeres que practican consumo de riesgo y consumo intensivo de alcohol entre los 18 y los 27 años en función de su percepción de consumo propio y de sus allegados a los 18-19.

	Consumo de Riesgo de Alcohol (%)					Consumo Intensivo de Alcohol (%)				
	Edad					Edad				
	18	20	22	24	27	18	20	22	24	27
Percepción de consumo propio										
No consumo	1,6	8,6	4,8	1,9	3,1	0,0	1,6	1,2	1,9	0,0
Consumo poco	48,0	49,0	42,6	11,0	18,1	9,9	9,6	12,0	5,5	1,7
Consumo bastante	94,3	88,4	69,2	25,5	35,6	41,9	37,4	29	3,6	11,0
Consumo mucho	100*	100*	81,2*	10,0*	66,7	84,4*	78,3*	56,2	0,0	44,4*
Percepción del consumo de alcohol de los amigos/as										
No consumen	5,0	5,3	8,3	0	11,1	0,0	5,3	0,0	0,0	0,0
Consumen poco	28,1	31,7	31,9	8,0	9,3	4,6	8,3	7,2	3,4	0,0
Consumen bastante	62,2	60,1	46,8	12,9	23,8	20,3	15,3	18,2	4,5	4,3
Consumen mucho	73,2*	75,2*	58,1*	21,1*	32,7*	40,5*	40,0*	25,7*	5,3	15,4*
Percepción del consumo de alcohol de hermanos/as										
No consumen	44,5	42,2	37,8	8,7	12,1	13,3	11,6	11,9	2,4	2,1
Consumen poco	47,0	51,8	42,5	12,5	23,3	15,7	16,9	17,3	4,7	7,0
Consumen bastante	76,2	72,6	58,1	22,2	42,2	30,2	28,4	21,0	8,3	4,4
Consumen mucho	87,0*	82,4*	81,2*	10,0	37,5*	52,2*	41,2*	25,0*	10,0	37,5
Percepción del consumo de alcohol de la madre										
No consume	51,6	53,1	43,1	11,2	18,0	17,1	15,7	16,2	4,5	3,4
Consume poco	51,6	50,2	42,2	12,0	25,9	19,1	19,3	13,6	3,6	7,1
Consume bastante	80,0	75,0	100	50,0	33,3	0	-	66,7*	-	-
Consume mucho	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Percepción del consumo de alcohol del padre										
No consume	47,5	48,7	34,7	10,8	14,0	17,2	16,4	14,3	4,8	1,9
Consume poco	53,5	53,0	47,9	13,5	21,9	18,1	16,1	16,9	4,5	5,5
Consume bastante	55,7	65,9	50,0	9,5	38,7*	19,7	27,3	14,7	0,0	9,7
Consume mucho	12,5*	20,0	0,0*	-	-	12,5	0,0	-	-	-
Total de sujetos	51,5	52,2	43,2	12,2	20,9[^]	17,9	16,7	15,7	4,1	4,9[^]

Nota.

* Diferencias significativas entre categorías de exposición. χ^2 , $p < 0,05$.[^] Diferencias significativas entre edades. Test χ^2 , $p < 0,05$.

tradicionales practicados por los hombres (Galán et al., 2014; Wilsnack, Wilsnack y Obot, 2005), aunque las diferencias de género en muchos países están disminuyendo entre las generaciones más jóvenes (ESPAD Group, 2016; Wilsnack et al., 2005).

Las percepciones de consumo de alcohol de los padres son mayores que las de las madres, pero menores que las de consumo propio o de los amigos, y que las prevalencias de consumo de alcohol entre la población española, que ronda el 63% (Ministerio de Sanidad, 2018b).

Las bajas percepciones de consumo de los progenitores pueden deberse a una normalización del mismo pues, siendo los principales agentes sociales durante la infancia (Voogt et al., 2017), es fácil asumir sus costumbres como referente de normalidad, a pesar de las recomendaciones internacionales de salud. Por otra parte, su forma de consumo, además de ser la habitual en el domicilio, segura-

mente es la tradicional en nuestro contexto social y cultural –consumo regular acompañando a las comidas (Galán et al., 2014; Willett et al., 1995)– y probablemente diferente del consumo más intensivo y mayor de los jóvenes. Aunque esta explicación no se apoya totalmente con los datos de la encuesta nacional ESTUDES, que muestra que los adolescentes consideran un riesgo similar el consumir 5 o 6 bebidas alcohólicas los fines de semana y tomar 2 bebidas alcohólicas diariamente (Ministerio de Sanidad, 2018a). Ambas circunstancias pueden implicar una infraestimación del consumo de alcohol de los progenitores.

La mayor proporción de expectativas positivas respecto al consumo de alcohol entre aquellos sujetos con mayores percepciones del consumo de sus madres, padres, hermanos/as, amigos/as e incluso del consumo propio, refleja un paralelismo entre estas variables, reforzando la relación previamente expuesta en la introducción del manuscrito.

Tabla 5. Porcentajes de hombres que practican consumo de riesgo y consumo intensivo de alcohol entre los 18 y los 27 años en función de su percepción de consumo propio y de sus allegados a los 18-19.

	Consumo de Riesgo de Alcohol (%)					Consumo Intensivo de Alcohol (%)				
	Edad					Edad				
	18	20	22	24	27	18	20	22	24	27
Percepción de consumo propio										
No consumo	3,3	15,4	14,3	6,2	0	1,7	5,1	21,4	0,0	,0
Consumo poco	37,7	56,6	53,4	13,5	39,3	12,3	24,1	34,5	8,1	7,9
Consumo bastante	96,0	90,5	78,0	36,4	46,4	66,4	68,3	58,5	27,3	40,7
Consumo mucho	100*	100*	83,3*	66,7*	14,3*	85,7*	78,9*	83,3*	83,3*	44,4*
Percepción del consumo de alcohol de los amigos/as										
No consumen	20,0	-	-	-		0,0	0,0	-	-	-
Consumen poco	23,3	31,0	35,5	22,2	6,2	9,5	19,7	2,8	16,7	6,2
Consumen bastante	58,8	68,4	58,1	20,5	37,2	32,4	37,0	41,9	15,4	23,3
Consumen mucho	80,7*	77,4*	67,4*	26,1	37,9*	58,8*	58,1*	58,1*	21,7	24,1
Percepción del consumo de alcohol de hermanos/as										
No consumen	54,6	58,7	54,9	29,3	31,9	32,4	33,7	42,3	24,4	21,3
Consumen poco	57,8	59,1	54,8	18,2	15,5	41,0	36,4	45,3	13,6	20,0
Consumen bastante	64,6	66,7	56,2	12,5	33,3	39,6	54,2	37,5	12,5	22,2
Consumen mucho	100*	100*	80,0	-	-	71,4*	70,0*	80,0	-	25,0
Percepción del consumo de alcohol de la madre										
No consume	56,9	63,7	52,5	22,2	30,8	33,8	45,2	41,2	14,0	19,2
Consume poco	57,1	58,8	56,4	25,0	28,6	37,0	34,1	41,8	25,0	20,0
Consume bastante	100	-	-	-		80,0	33,3	-	-	-
Consume mucho						-	-	-	-	-
Percepción del consumo de alcohol del padre										
No consume	54,8	65,5	56,8	34,8	33,3	32,7	44,2	43,2	26,1	29,2
Consume poco	56,5	60,6	52,4	17,0	26,0	35,9	39,4	42,7	12,8	14,0
Consume bastante	80,0	68,4	64,3	33,3	50,0	43,3	26,3	35,7	33,3	40,0
Consume mucho	66,7	66,7	-	-	-	66,7	33,3	-	-	-
Total de sujetos	58,0	62,6	55,4	22,2	31,1[^]	35,6	38,8	43,2	17,3	20,0[^]

Nota.

* Diferencias significativas entre categorías de percepción de consumo. χ^2 , $p < 0,05$.[^] Diferencias significativas entre edades. Test χ^2 , $p < 0,05$.

Consecuentemente la direccionalidad que aplicamos a esta relación nos lleva a entender las expectativas –que se han mostrado influyentes en el CRA y CIA tanto en la Cohorte Compostela 2005 (Moure-Rodríguez et al., 2018), como en otros grupos de jóvenes (Anderson, Grunwald, Bekman, Brown y Grant, 2011; Wicki et al., 2010)– como una variable intermedia en el modelo.

La tendencia temporal de estas prácticas de consumo en gente joven es por lo general en forma de campana, alcanzando un pico máximo para luego comenzar a disminuir (Andersson, Johnsson, Berglund, y Ojehagen, 2007; Bewick et al., 2008). Los resultados presentados en este estudio muestran que, quienes consideran el consumo de alcohol propio y de los amigos/as como escaso o ninguno, alcanzan el pico máximo considerablemente más tarde, a los 22 años, y aun así no llegan a alcanzar las prevalencias

de CRA de sus pares. Esto nos indica como probablemente una parte de este subgrupo de jóvenes comenzaron estas prácticas de consumo durante su periodo universitario. Comenzar estas prácticas en la universidad es un fenómeno que ha sido observado por otros autores previamente (Weitzman, Nelson, y Wechsler, 2003), y que señala la importancia de tomar medidas preventivas durante este periodo vital. Por otra parte, refuerza el potencial efecto protector del consumo de los amigos más allá del primer año de universidad.

Pasando al análisis multivariante, la asociación más intensa se ha establecido entre la percepción de consumo de alcohol de los amigos y la práctica de CRA y CIA de las mujeres y la práctica de CIA entre los hombres, lo que va en línea con la literatura, donde el consumo de alcohol de los universitarios, o incluso su práctica de CIA puede pre-

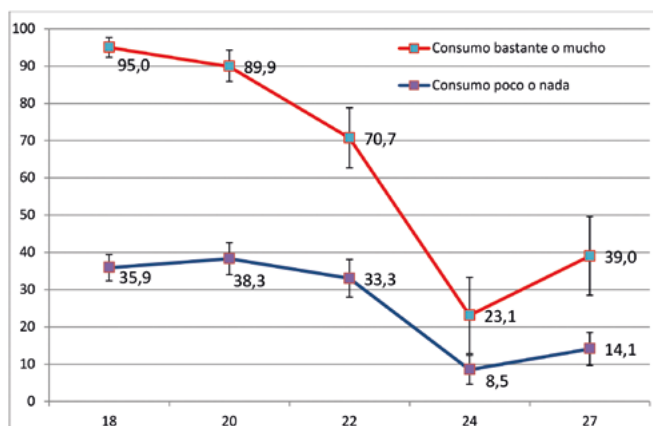


Figura 1. Prevalencia (%) de consumo de riesgo de alcohol entre las mujeres a los 18, 20, 22, 24 y 27 años en función de la percepción del propio consumo a los 18 años.

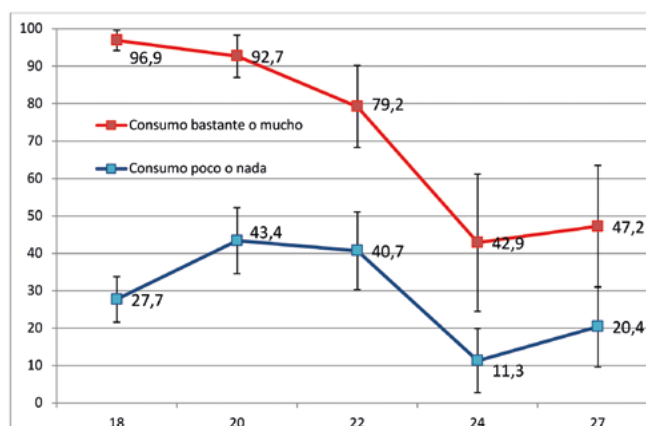


Figura 2. Prevalencia (%) de consumo de riesgo de alcohol entre los hombres a los 18, 20, 22, 24 y 27 años en función de la percepción del propio consumo a los 18 años.

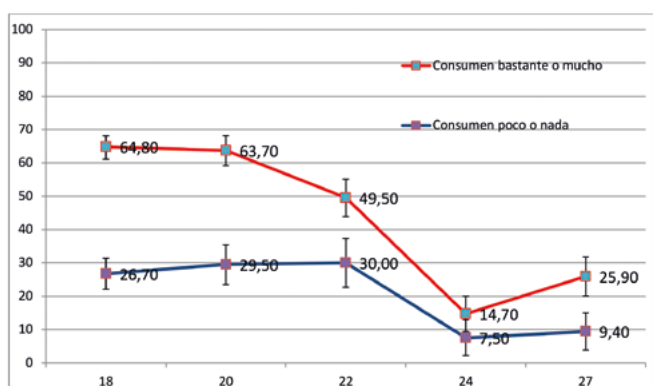


Figura 3. Prevalencia (%) de consumo de riesgo de alcohol entre las mujeres a los 18, 20, 22, 24 y 27 años en función de la percepción de consumo de sus amigos a los 18 años.

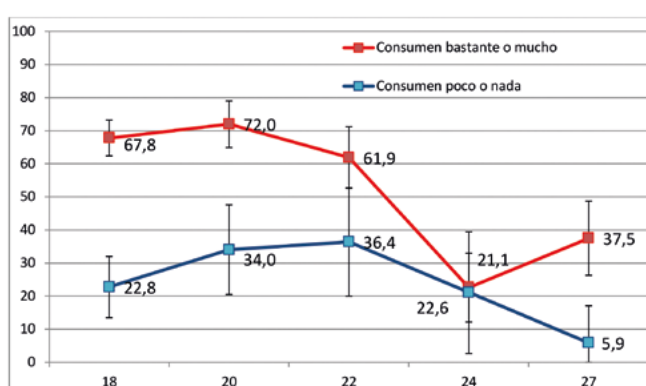


Figura 4. Prevalencia (%) de consumo de riesgo de alcohol entre los hombres a los 18, 20, 22, 24 y 27 años en función de la percepción de consumo de sus amigos a los 18 años.

decirse por el consumo de alcohol de sus pares (Borsari, Murphy y Barnett, 2007; Dumas, Davis, Maxwell-Smith y Bell, 2018; Robinson, Jones, Christiansen y Field, 2015). En este estudio hemos preguntado a los participantes por el consumo de alcohol de sus amigos, por tanto, estamos evaluando el efecto específico del comportamiento de sus más allegados. Es lógico pensar que los amigos tengan un efecto más importante en los universitarios que sus pares en general, pues son las personas con las que más tiempo pasan. Esto resulta coincidente con la literatura científica, donde se ha encontrado que los amigos cercanos o grupos referentes más similares a uno han mostrado mayor influencia en el consumo de alcohol de los jóvenes (Larimer et al., 2009; Mallett, Bachrach y Turrissi, 2009). En esta línea Larimer et al. (2009) concluye que realizar un feedback sobre el consumo de grupos de referencia con más afinidad será más efectivo. Por otra parte, Mallet et al. (2009) estudian la percepción de consumo de los universitarios respecto a grupos de referencia, estudiantes del mismo sexo y amigos, resultado este último grupo el único influyente en el consumo de los jóvenes participantes. En estos resultados observamos como la influencia de una percepción de mayor

consumo de alcohol de los amigos a los 18 años aumenta el riesgo de practicar ambos patrones de consumo a lo largo de 9 años de seguimiento, más allá del periodo universitario. Esto puede verse también en las Figuras 3 y 4, que muestran una clara diferencia en las prevalencias de CRA en función de la percepción del consumo de los amigos/as. Incluso a pesar del aumento de las prevalencias de CRA hasta los 22 años entre quienes consideraban a los 18 años que sus amigos consumían poco o nada, las prevalencias se mantienen por debajo de las de sus pares durante todo el periodo de seguimiento, y solo se solapan durante la caída más importante de CRA, a los 24 años.

Estos resultados subrayan la importancia de actuar sobre la percepción de consumo de los amigos/as en programas de prevención de consumo durante la adolescencia y la juventud, no solo para prevenir los consumos de riesgo el primer año de universidad, si no durante los años posteriores. En este sentido, la publicidad dirigida específicamente a los jóvenes (con fotografías de gente de su edad bebiendo alcohol) es especialmente perjudicial. La regulación de la publicidad dirigida a los jóvenes es un paso esencial para

Tabla 6. Influencia del propio consumo y del consumo de los allegados a los 18 años en el consumo de riesgo y consumo intensivo de alcohol de las universitarias de los 18 a los 27 años.

	Odds ratio (95%CI)			
	Consumo de riesgo de alcohol		Consumo Intensivo de Alcohol	
	Bivariante	Multivariante ^a	Bivariante	Multivariante ^a
Percepción del consumo de alcohol de los amigos/as				
No consumen	1	1	1	1
Consumen poco	5,7 (2,0-16,3)	3,8 (1,3-11,4)	3,7 (0,4-31,1)	2,2 (0,3-17,7)
Consumen bastante	18,1 (6,4-51,4)	11,2 (3,8-32,7)	13,0 (1,6-107,4)	6,9 (0,9-55,7)
Consumen mucho	30,4 (10,6-87,4)	17,5 (5,8-52,2)	34,6 (4,2-288,2)	19,3 (2,4-156,6)
Percepción del consumo de alcohol de hermanos/as				
No consumen	1	1	1	1
Consumen poco	1,2 (1,0-1,5)	1,3 (1,3-1,6)	1,4 (1,0-1,8)	1,1 (0,9-1,4)
Consumen bastante	3,4 (2,6-4,5)	2,9 (2,2-3,8)	2,6 (1,9-3,6)	2,7 (2,0-3,6)
Consumen mucho	5,0 (2,9-8,8)	3,7 (2,0-7,0)	5,7 (3,3-9,7)	4,5 (2,4-8,4)
Percepción del consumo de alcohol de la madre				
No consume	1		1	
Consume poco	1,0 (0,8-1,1)		1,1 (0,9-1,4)	
Consume bastante	2,5 (0,9-6,8)		0,7 (0,2-3,2)	
Percepción del consumo de alcohol del padre				
No consume	1		1	
Consume poco	1,4 (1,1-1,6)		1,1 (0,9-1,4)	
Consume bastante	1,9 (1,3-2,6)		1,4 (0,9-2,2)	
Consume mucho	0,1 (0,03-0,6)		0,3 (0,04-2,4)	
Lugar de residencia				
Domicilio familiar	1	1	1	1
Fuera del domicilio familiar	1,6 (1,3-2,0)	1,9 (1,5-2,4)	1,6 (1,2-2,1)	1,7 (1,2-2,3)

Nota. a Ajustada por el resto de las variables incluidas en la columna y el nivel de educación materna y la edad de los participantes (período).

evitar la normalización del consumo de alcohol a estas edades (Sargent y Babor, 2020).

Aunque la literatura no es homogénea a este respecto, algunos autores han encontrado evidencia que sugiere que las mujeres tienden a verse más influenciadas por el consumo de alcohol de sus amigos/as. En esta línea Simons-Morton et al. (1999) refieren que tener amigos problemáticos aumenta el riesgo de consumo de alcohol solo entre las mujeres adolescentes, mientras Gaughan (2006) encuentra influencias del consumo de amigos del género opuesto solo entre las mujeres. Esto puede explicar en parte la falta de efecto de esta variable en el análisis multivariante para el CRA en los hombres.

Podría argumentarse que una posible limitación del estudio es la falta de información respecto al consumo real de los allegados, pues tomamos esta información directamente de los participantes, pero estudios previos que han puesto el foco en adolescentes y jóvenes han encontrado que las percepciones que tienen del consumo de alcohol

de sus pares son un mejor predictor de su consumo que el consumo real que sus pares practican (Deutsch, Chernenyavskiy, Steinley y Slutske, 2015; Kenney, Ott, Meisel y Barnett, 2017). Además, la elevada prevalencia de CRA y CIA encontrada en la cohorte a los 18 y 19 años (58,0% y 35,6% en hombres y 51,5% y 17,9% en mujeres respectivamente) apoya la correcta percepción de consumo de los amigos referida por los participantes.

Nuestros resultados muestran que la percepción de que los hermanos o hermanas consumen mucho alcohol aumenta el riesgo de CRA y CIA en ambos géneros. Aunque la evidencia en la literatura a este respecto es escasa, los resultados alcanzados van en línea con estudios previos que muestran el consumo de los hermanos mayores como un importante predictor del consumo entre los jóvenes (Stormshak, Comeau y Shepard, 2004; Whiteman, Jensen y Maggs, 2013). Los hermanos forman parte del contexto familiar en un periodo vital en que la influencia de los padres parece disminuir a medida que los jóvenes se interrelacio-

Tabla 7. Influencia del propio consumo y del consumo de los allegados a los 18 años en el consumo de riesgo y consumo intensivo de alcohol de los universitarios entre los 18 y los 27 años.

	Odds ratio (IC 95%)			
	Consumo de Riesgo de Alcohol		Consumo Intensivo de alcohol	
	Bivariante	Multivariante ^a	Bivariante	Multivariante ^a
Percepción del consumo de alcohol de los amigos/as				
No consumen	1		1	1
Consumen poco	0,6 (0,2-1,9)	¿???	2,8 (0,3-25,9)	2,7 (0,3-27,4)
Consumen bastante	2,1 (0,6-6,8)		7,2 (0,8-63,2)	7,0 (0,7-67,3)
Consumen mucho	4,1 (1,3-13,4)		17,9 (2,0-158,8)	17,5 (1,8-170,3)
Percepción del consumo de alcohol de hermanos/as				
No consumen	1	1	1	1
Consumen poco	0,9 (0,6-1,3)	0,8 (0,6-1,2)	1,1 (0,8-1,6)	1,1 (0,7-1,6)
Consumen bastante	1,3 (0,8-2,1)	1,2 (0,7-1,9)	1,3 (0,8-2,1)	1,2 (0,7-2,0)
Consumen mucho	11,7 (3,3-41,9)	11,6 (3,3-40,9)	4,2 (2,0-9,1)	2,8 (1,2-6,6)
Percepción del consumo de alcohol de la madre				
No consume	1		1	
Consume poco	1,0 (0,7-1,3)		1,3 (0,7-1,4)	
Consume bastante	8,5 (1,6-46,6)		1,8 (0,7-5,1)	
Percepción del consumo de alcohol del padre				
No consume	1		1	
Consume poco	0,9 (0,6-1,2)		0,8 (0,6-1,2)	
Consume bastante	1,7 (1,0-3,1)		0,9 (0,5-1,6)	
Consume mucho	0,8 (0,3-2,4)		0,8 (0,3-2,4)	
Lugar de residencia				
Domicilio familiar	1	1	1	1
Fuera del domicilio familiar	1,6 (1,2-2,2)	1,6 (1,1-2,3)	1,6 (1,1-2,2)	1,6 (1,1-2,4)

Nota. a Ajustada por el resto de las variables incluidas en la columna y el nivel de educación materna y la edad de los participantes (período).

nan entre sí y se ven más influidos por sus pares (Aseltine, 1995; Voogt et al., 2017). Probablemente los hermanos y/o hermanas tienen una relación entre sí más similar a las de los pares (Schuler, Tucker, Pedersen y D'Amico, 2019; Serafini y Stewart, 2015), al estar más cerca en edad, es posible que se sientan más en armonía entre sí, compartan más intereses y momentos vitales similares. Los hermanos o hermanas mayores pueden entenderse como modelos de conducta, y su consumo de alcohol, por tanto, influir a los menores. En un estudio a este respecto (Whiteman, Jensen, Mustillo y Maggs, 2016), tras tener en cuenta los amigos compartidos entre hermanos, Whiteman et al., se muestran a favor de la hipótesis planteada por numerosos autores en población escolar sobre la influencia de los hermanos mayores en el consumo de los menores, probablemente facilitando el acceso al alcohol e incluso a lugares donde consumirlo.

No se ha encontrado asociación de la percepción de consumo de alcohol de los padres o madres con el patrón

de CIA o CRA. Esta falta de asociación puede deberse en parte a la escasa variabilidad de estas variables. Nuestros resultados muestran que la percepción de que los padres consumen poco o bastante alcohol aumenta el riesgo de mostrar CRA entre las mujeres y la percepción de que las madres consumen bastante alcohol aumenta el riesgo de CRA entre los hombres, en ambos casos en el análisis bivariente. En esta línea se ha encontrado una asociación en el análisis bivariente del consumo de alcohol de padres y madres y el consumo de los universitarios en 3.418 jóvenes de 7 universidades del estado de Georgia (Windle, Haardörfer, Lloyd, Foster y Berg, 2017).

Sin embargo, que el padre consuma mucho alcohol actúa como un factor protector entre las mujeres. Una posible explicación es que ver consumir alcohol con regularidad al padre normalice el consumo, pero solo hasta un determinado punto en el que los efectos negativos de este consumo se hacen más evidentes. Este fenómeno se ha descrito previamente en la literatura y se conoce como “transmisión

aversiva”, y consiste precisamente en que a medida que los padres consumen más alcohol lo hacen los descendientes, pero cuando esas cantidades son muy elevadas, los niveles disminuyen considerablemente entre los descendientes, y específicamente entre las hijas (Harburg, DiFranceisto, Webster, Gleiberman y Schork, 1990). Esta asociación desaparece cuando otras variables entran en juego, como el consumo de alcohol de los amigos. Windle et al. (2017) explican esto como el reflejo de la menor influencia de los padres y madres a medida que los hijos e hijas crecen, lo que va en línea con el efecto más intenso que tendrá en el consumo de sustancias entre los jóvenes las actitudes y consumos de personas y grupos con los que interactúan más frecuentemente y de un modo más intenso (Bahr et al., 2005).

Merece una atención especial el hecho de que las asociaciones entre la percepción de consumo de los padres se establecen con el CRA en el análisis bivalente, mientras que la asociación de las percepciones de consumo de alcohol de los amigos se asocia al CIA en ambos géneros, un patrón más habitual entre la gente joven (Ministerio de Sanidad, 2018b).

Vivir fuera del domicilio familiar aumenta el riesgo de CRA y CIA en universitarios, una variable claramente referida al contexto familiar, y que mantiene su efecto en el análisis multivariante. Esto significa que a la misma percepción de consumo de alcohol de los amigos, padre, madre o hermanos/as, los universitarios que viven en el domicilio familiar presentan un menor riesgo de CRA y CIA. Esta variable ha presentado influencia previamente sobre estas prácticas de consumo en la Cohorte Compostela 2005 (Moure-Rodríguez et al., 2016), y la entendemos como un reflejo de la mayor supervisión o monitorización parental de los jóvenes que viven en el domicilio familiar, observada así mismo por otros autores, como un factor protector del consumo de alcohol en gente joven (Moore, Rothwell y Segrott, 2010). Algunos autores han referido que la mayor monitorización parental entendida como conocimiento de con quien se relacionan sus hijos e hijas o lo que hacen, o simplemente la mayor sensación de participación por parte de los estudiantes, actúa como un factor protector del consumo de alcohol, incluso durante el periodo universitario (Abar y Turrisi, 2008; Jessor, Costa, Krueger y Turbin, 2006; Wood et al., 2004). Por tanto, vivir con los padres durante el periodo universitario puede disminuir la influencia de los pares respecto al consumo de alcohol (White, Fleming, Kim, Catalano y McMorris, 2008). Quinn et al. (2011) llevaron a cabo un estudio en que compararon a jóvenes universitarios y jóvenes no universitarios, llegando a la conclusión de que las normas sociales de grupo afectan menos a los no universitarios, probablemente porque los primeros tienden a vivir con sus pares, y por tanto están más influenciados por ellos. Esta relación cerrada y continua con sus pares no será tan intensa con jóvenes que viven en el domicilio familiar.

Además, la presión de los pares en el campus favorecerá la promoción del CIA, actuando los pares como proveedores de alcohol, los mayores pueden actuar como modelos de conducta y el entorno ayuda por tanto a que la práctica de CIA sea habitual y aceptada (Borsari y Carey, 2001).

A la vista de estos resultados, las medidas preventivas deberían diseñarse en el futuro desde una perspectiva contextual, en donde no solo los jóvenes universitarios, sino también sus allegados —amigos/as, hermanos/as— se tengan en cuenta. En esta línea Lewis y Neighbors (2006) concluyen, en una revisión de la literatura científica, que un feedback personalizado del consumo de los pares ha sido efectivo disminuyendo el consumo de alcohol y sus consecuencias negativas entre los jóvenes. Hemos confirmado la importancia de la influencia de las relaciones sociales en estas prácticas entre nuestros universitarios. Además, el hecho de vivir en el domicilio familiar al inicio del periodo universitario continúa actuando como factor protector, no solo durante los primeros años de universidad, sino durante los siguientes 10 años, lo que señala la influencia del contexto familiar, que sigue protegiendo de estas conductas de riesgo incluso en una sociedad donde el consumo de alcohol está muy normalizado (Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad, s.f.).

Este estudio cuenta con cuatro limitaciones principales: 1) como en otros estudios de cohortes, la pérdida de sujetos durante el seguimiento puede llevar a sesgos. Sin embargo, no ha habido diferencias significativas entre los participantes a lo largo del periodo de estudio, sugiriendo la ausencia de estos sesgos; 2) Sesgo de información, siempre probable en cuestionarios autocumplimentados. Para minimizar este sesgo se ha utilizado el AUDIT, un cuestionario validado internacionalmente entre adolescentes y adultos jóvenes; 3) La tercera pregunta del AUDIT no permite diferenciar entre géneros, por tanto, la prevalencia del CIA en mujeres puede estar infraestimada en este estudio, al no tener en cuenta las mujeres que consumen 5 bebidas en una única ocasión. Aun así, esto solo afecta al análisis descriptivo y no a los resultados analíticos, y 4) el cuestionario sobre expectativas no está validado y por tanto es posible que las expectativas respecto al consumo de alcohol no hayan sido medidas correctamente.

Conclusión

Los universitarios perciben mucho más consumo de alcohol entre sus amigos y mucho más consumo propio que entre sus familiares. A medida que la percepción de consumo de alcohol de los allegados aumenta lo hace la proporción de sujetos que practican CRA y CIA. El riesgo de practicar CIA o CRA aumenta en ambos géneros cuando los universitarios perciben que sus hermanos/as consumen grandes cantidades de alcohol. Esta asociación también es cierta respecto al consumo de sus amigos, excepto por la ausencia

de la misma para el CRA en los hombres. Los patrones de consumo de alcohol de los padres no afectan al consumo de los universitarios cuando los amigos/as y hermanos/as se consideran. Finalmente, vivir fuera del domicilio familiar aumenta el riesgo de ambos patrones de consumo entre universitarias y universitarios. En vista a estos resultados las medidas preventivas deben diseñarse en el futuro teniendo en cuenta el contexto y los allegados, y, no solo a los jóvenes diana.

Reconocimientos

Este trabajo ha sido financiado por el Plan Nacional sobre Drogas (Spain) (2005/PN014) y el Fondo de Investigación Sanitaria (Spain) (PI15/00165). Carina Carbia ha sido financiada por el European Union's Horizon 2020 research and innovation programme con la beca Marie Skłodowska-Curie No. 754535.

Conflicto de Intereses

Los autores no tienen conflicto de intereses que declarar.

Referencias

- Abar, C. C. y Turrissi, R. (2008). How important are parents during the college years? A longitudinal perspective of indirect influences parents yield on their college teens' alcohol use. *Addictive Behaviors*, 33, 1360-1368. doi:10.1016/j.addbeh.2008.06.010.
- Anderson, K. G., Grunwald, I., Bekman, N., Brown, S.A. y Grant, A. (2011). To drink or not to drink: motives and expectancies for use and nonuse in adolescence. *Addictive Behaviors*, 36, 972-979. doi:10.1016/j.addbeh.2011.05.009.
- Andersson, C., Johnsson, K.O., Berglund, M. y Ojehagen, A. (2007). Alcohol involvement in Swedish university fresh men related to gender, age, serious relations hip and family history of alcohol problems. *Alcohol and Alcoholism*, 42, 448-455. doi:10.1093/alcalc/agg008.
- Aseltine, R. H. (1995). A reconsideration of parental and peer influences on adolescent deviance. *Journal of Health and Social Behavior*, 36, 103-121.
- Bahr, S. J., Hoffmann, J. y Yang, X. (2005). Parental and peer influences on the risk of adolescent drug use. *The Journal of Primary Prevention*, 26, 529-551. doi:10.1007/s10935-005-0014-8.
- Bava, S. y Tapert, S. F. (2010). Adolescent brain development and the risk for alcohol and other drug problems. *Neuropsychology review*, 20, 398-413. doi:10.1007/s11065-010-9146-
- Benz, M. B., DiBello, A. M., Balesrieri, S. G., Miller, M. B., Merrill, J.E., Lowery, A.D., ...Carey, K. B. (2017). Off-campus residence as a risk factor for heavy drinking among college students. *Substance Use and Misuse*, 52, 1133-1138. doi:10.1080/10826084.2017.1298620.
- Bewick, B. M., Mulhern, B., Barkham, M., Trusler, K., Hill, A. J. y Stiles, W. B. (2008). Changes in undergraduate student alcohol consumption as they progress through university. *BMC Public Health*, 8, 163. doi:10.1186/1471-2458-8-163.
- Borsari, B. y Carey, K. B. (2001). Peer influences on college drinking: A review of the research. *Journal of Substance Abuse*, 13, 391-424.
- Borsari, B., Murphy, J. G. y Barnett, N. P. (2007). Predictors of alcohol use during the first year of college: Implications for prevention. *Addictive Behaviors*, 32, 2062-2086. doi:10.1016/j.addbeh.2007.01.017.
- Brown, B. B. y Larson, J. (2009). Peer relationships in adolescence. En R.M. Lerner y L. Steinberg (Eds.), *Handbook of Adolescent Psychology* (pp. 74-103). New York: Wiley y Sons.
- Center for Behavioral Health Statistics and Quality. (2015). 2014 National Survey on Drug Use and Health Detailed Tables (NSDUH). Rockville, MD: Substance Abuse and Mental Health Services Administration (SAMHSA).
- Chassin, L., Pitts, S. C. y Prost, J. (2002). Binge drinking trajectories from adolescence to emerging adulthood in a high-risk sample: predictors and substance abuse outcomes. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 70, 67-78.
- Cox, M. J., DiBello, A. M., Meisel, M. K., Ott, M. Q., Kenney, S. R., Clark, M. A. y Barnett, N. P. (2019). Do misperceptions of peer drinking influence personal drinking behavior? Results from a complete social network of first-year college students. *Psychology of Addictive Behaviors*, 33, 297-303. doi:10.1037/adb0000455.
- Critchlow, B. (1986). The powers of John Barleycorn: beliefs about the effects of alcohol on social behavior. *The American Psychologist*, 41, 751-764.
- Crundall, I. A. (1995). Perceptions of alcohol by student drinkers at university. *Drug and Alcohol Review*, 14, 363-368.
- Cservenka, A. y Brumback, T. (2017). The burden of binge and heavy drinking on the brain: effects on adolescent and young adult neural structure and function. *Frontiers in Psychology*, 8, 1111. doi:10.3389/fpsyg.
- Defensor del Menor de la Comunidad de Madrid. (2003). Análisis del consumo de alcohol por los jóvenes en la Comunidad de Madrid. En El Defensor del Menor de la Comunidad de Madrid (Eds.), *Defensor del Menor de la Comunidad de Madrid: Estudios e investigaciones 2002* (pp. 307-390). Madrid: Defensor del Menor en la Comunidad de Madrid.
- Deutsch, A. R., Chernyavskiy, P., Steinley, D. y Slutske, W. S. (2015). Measuring peer socialization for adolescent substance use: A comparison of perceived and actual

- friends' substance use effects. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 76, 267-277. doi:10.15288/jsad.2015.76.267.
- Dumas, T. M., Davis, J. P., Maxwell-Smith, M. A. y Bell, A. (2018). From drinking group norms to individual drinking consequences: A moderated mediation model examining the role of members' status, identification with the group and with emerging adulthood. *Substance Use and Misuse*, 53, 1311-1323. doi:10.1080/10826084.2017.1408651.
- Dumas, T. M., Davis, J. P. y Neighbors, C. (2019). How much does your peer group really drink? Examining the relative impact of overestimation, actual group drinking and perceived campus norms on university students' heavy alcohol use. *Addictive Behaviors*, 90, 409-414. doi:10.1016/j.addbeh.2018.11.041.
- ESPAD Group. (2016). ESPAD Report 2015: Results from the European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Farke, W. y Anderson, P. (2007). Binge drinking in Europe. *Adicciones*, 19, 333-339.
- Galán, I., González, M. J. y Valencia-Martín, J. L. (2014). Patrones de consumo de alcohol en España: un país en transición. *Revista Española de Salud Pública*, 88, 529-540. doi: 10.4321/S1135-57272014000400007.
- Gaughan, M. (2006). The gender structure of adolescent peer influence on drinking. *Journal of Health and Social Behavior*, 47, 47-61. doi:10.1177/002214650604700104.
- Gual, A., Ángel Arbesú, J., Zarco, J., Balcells-Oliveró, M.L.M., López-Pelayo, H., Miquel, L. y Bobes, J. (2017). Risky drinkers underestimate their own alcohol consumption. *Alcohol and Alcoholism*, 52, 516-517. doi:10.1093/alcac/agx029.
- Harburg, E., DiFranceisto, W., Webster, D.W., Gleiberman, L. y Schork, A. (1990). Familial transmission of alcohol use: II. Imitation of and aversion to parent drinking (1960) by adult offspring (1977)-Tecumseh, Michigan. *Journal of Studies on Alcohol*, 51, 245-256. doi:10.15288/jsa.1990.51.245.
- Jefferis, B. J., Power, C. y Manor, O. (2005). Adolescent drinking level and adult binge drinking in a national birth cohort. *Addiction*, 100, 543-549. doi:10.1111/j.1360-0443.2005.01034.x.
- Jessor, R., Costa, F. M., Krueger, P. M. y Turbin, M. S. (2006). A developmental study of heavy episodic drinking among college students: the role of psychosocial and behavioral protective and risk factors. *Journal of Studies on Alcohol*, 67, 86-94.
- Kenney, S. R., Ott, M., Meisel, M. K. y Barnett, N. P. (2017). Alcohol perceptions and behavior in a residential peer social network. *Addictive Behaviors*, 64, 143-147. doi:10.1016/j.addbeh.2016.08.047.
- Kuntsche, E., Rehm, J. y Gmel, G. (2004). Characteristics of binge drinkers in Europe. *Social Science & Medicine*, 59, 113-127. doi:10.1016/j.socscimed.2003.10.009
- Larimer, M. E., Kaysen, D. L., Lee, C. M., Kilmer, J. R., Lewis, M. A., Dillworth, T., ... Neighbors, C. (2009). Evaluating level of specificity of normative referents in relation to personal drinking behavior. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 16, 115-121. doi:10.15288/jsads.2009.s16.115.
- Lewis, M. A. y Neighbors, C. (2006). Social norms approaches using descriptive drinking norms education: A review of the research on personalized normative feedback. *Journal of American College Health*, 54, 213-218.
- Mallett, K. A., Bachrach, R. L. y Turrissi, R. (2009). Examining the unique influence of interpersonal and intrapersonal drinking perceptions on alcohol consumption among college students. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 70, 178-185. doi:10.15288/jsad.2009.70.178.
- Martinotti, G., Lupi, M., Carlucci, L., Santacroce, R., Cinosi, E., Acciavatti, T., ... Di Giannantonio, M. (2017). Alcohol drinking patterns in young people: A survey-based study. *Journal of Health Psychology*, 22, 1889-1896. doi:10.1177/1359105316667795.
- Meier, P. S. (2010). Polarized Drinking Patterns and Alcohol Deregulation: Trends in alcohol consumption, harms and policy: United Kingdom 1990-2010. *Nordic Studies on Alcohol and Drugs*, 27, 383-408. doi:10.1177/145507251002700501.
- Merrill, J. E. y Carey, K. B. (2016). Drinking over the lifespan: Focus on college ages. *Alcohol Research*, 38, 103-114.
- Miller, P. M., Smith, G. T. y Goldman, M.S. (1990). Emergence of alcohol expectancies in childhood: a possible critical period. *Journal of Studies on Alcohol*, 51, 343-349.
- Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad. Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas. (2018a). Informe 2018. Alcohol, tabaco y drogas ilegales en España. Encuesta sobre Uso de Drogas en Enseñanzas Secundarias en España (ESTUDES) 1994-2016. Madrid: Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad.
- Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad. Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas. (2018b). Encuesta Sobre Alcohol y otras drogas en España (EDADES) 1995-2017. Madrid: Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad.
- Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad. (s.f.). Situación actual del consumo de alcohol en España. Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad. Recuperado de http://www.mscbs.gob.es/campannas/campanas10/embarazadasCeroAlcohol/situacion_actual_del_consumo_de_alcohol.html.
- Ministerio de Sanidad y Consumo. (2008). Prevención de los problemas derivados del alcohol. 1ª Conferencia de prevención y promoción de la salud en la práctica clínica

- en España. Madrid 14 y 15 de junio de 2007. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo. Recuperado de <https://www.mscbs.gob.es/profesionales/saludPublica/prevPromocion/alcohol/docs/prevencionProblemasAlcohol.pdf>.
- Monk, R. L. y Heim, D. (2013). A critical systematic review of alcohol-related outcome expectancies. *Substance Use and Misuse*, 48, 539-557. doi:10.3109/10826084.2013.787097.
- Moore, G.F., Rothwell, H. y Segrott, J. (2010). An exploratory study of the relationship between parental attitudes and behavior and young people's consumption of alcohol. *Substance Abuse Treatment, Prevention, and Policy*, 22, 5-6. doi:10.1186/1747-597X-5-6.
- Moure-Rodríguez, L., Carbia, C., Lopez-Caneda, E., Corral, M., Cadaveira, F. y Caamaño-Isorna, F. (2018). Trends in alcohol use among young people according to the pattern of consumption on starting university: A 9-year follow-up study. *PLoS One*, 13, e0193741. doi:10.1371/journal.pone.0193741.
- Moure-Rodríguez, L., Piñeiro, M., Corral, M., Rodríguez-Holguín, S., Cadaveira, F. y Caamaño-Isorna, F. (2016). Identifying predictors and prevalence of alcohol consumption among university students: Nine years of follow-up. *PLoS One*, 11, e0165514. doi:10.1371/journal.pone.0165514.
- National Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism. (2004). NIAAA council approves definition of binge drinking. NIAAA Newsletter, 3, 3. Recuperado de http://pubs.niaaa.nih.gov/publications/Newsletter/winter2004/Newsletter_Number3.pdf.
- Newbury-Birch, D., Walker, J., Avery, L., Beyer, F., Brown, N., Jackson, K., ... Stewart, S. (2009). Impact of Alcohol Consumption on Young People: A systematic review of published reviews. Newcastle: Institute of Health and Society at Newcastle university: Department for Children, Schools and Families.
- Oei, T. P. y Morawska, A. (2004). A cognitive model of binge drinking: the influence of alcohol expectancies and drinking refusal self-efficacy. *Addictive Behaviors*, 29, 159-179.
- Patrick, M. E. y Schulenberg, J. E. (2013). Prevalence and predictors of adolescent alcohol use and binge drinking in the United States. *Alcohol Research: Current Reviews*, 35, 193-200.
- Patrick, M. E., Terry-McElrath, Y. M., Lanza, S. T., Jager, J., Schulenberg, J. E. y O'Malley, P. M. (2019). Shifting age of peak binge drinking prevalence: historical changes in normative trajectories among young adults aged 18 to 30. *Alcoholism, Clinical and Experimental Research*, 43, 287-298. doi:10.1111/acer.13933.
- Quinn, P. D. y Fromme, K. (2011). Alcohol use and related problems among college students and their noncollege peers: the competing roles of personality and peer influence. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 72, 622-632. doi:10.15288/jsad.2011.72.622.
- Robinson, E., Jones, A., Christiansen, P. y Field, M. (2015). Drinking like everyone else: trait self-control moderates the association between peer and personal heavy episodic drinking. *Substance Use and Misuse*, 50, 590-597. doi:10.3109/10826084.2014.991407.
- Sargent, J.D. y Babor, T.F. (2020). The relationship between exposure to alcohol marketing and underage drinking is causal. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 19, 113-124.
- Saunders, J. B., Aasland, O. G., Babor, T. F., De la Fuente, J. R. y Grant, M. (1993). Development of the alcohol use disorders identification test (AUDIT): WHO collaborative project on early detection of persons with harmful alcohol consumption--II. *Addiction*, 88, 791-804. doi:10.1111/j.1360-0443.1993.tb02093.x.
- Schulenberg, J., O'Malley, P. M., Bachman, J. G., Wadsworth, K. N. y Johnston, L. D. (1996). Getting drunk and growing up: trajectories of frequent binge drinking during the transition to young adulthood. *Journal of Studies on Alcohol*, 57, 289-304.
- Schuler, M. S., Tucker, J. S., Pedersen, E. R. y D'Amico, E. J. (2019). Relative influence of perceived peer and family substance use on adolescent alcohol, cigarette, and marijuana use across middle and high school. *Addictive Behaviors*, 88, 99-105. doi:10.1016/j.addbeh.2018.08.025.
- Scott-Sheldon, L. A., Terry, D. L., Carey, K. B., Garey, L. y Carey, M. P. (2012). Efficacy of expectancy challenge interventions to reduce college student drinking: a meta-analytic review. *Psychology of Addictive Behaviors*, 26, 393-405.
- Sellers, C. M., McManama O'Brien, K. H., Hernandez, L. y Spirito, A. (2018). Adolescent alcohol use: The effects of parental knowledge, peer substance use, and peer tolerance of use. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 9, 69-87. doi:10.1086/695809.
- Serafini, K. A. y Stewart, D. G. (2015). Perceptions of family alcohol use in a young adult sample. *The Yale Journal of Biology and Medicine*, 88, 205-209.
- Simons-Morton, B., Haynie, D. L., Crump, A. D., Saylor, K. E., Eitel, P. y Yu, K. (1999). Expectancies and other psychosocial factors associated with alcohol use among early adolescent boys and girls. *Addictive Behaviors*, 24, 229-238.
- Simons-Morton, B., Haynie, D., Liu, D., Chaurasia, A., Li, K. y Hingson, R. (2016). The effect of residence, school status, work status, and social influence on the prevalence of alcohol use among emerging adults. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 77, 121-132. doi:10.15288/jsad.2016.77.121.
- Steinberg, L. (2014). Adolescence, (10nd ed.). Boston, MA: McGraw-Hill.
- Stormshak, E. A., Comeau, C. A. y Shepard, S. A. (2004). The relative contribution of sibling deviance and peer

- deviance in the prediction of substance use across middle childhood. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 32, 635-649.
- Tuunanen, M., Aalto, M. y Seppä, K. (2007). Binge drinking and its detection among middle-aged men using AUDIT, AUDIT-C and AUDIT-3. *Drug and Alcohol Review*, 26, 295-299.
- Varela, J., Carrera, A., Rial, A., Braña, T. y Osorio, J. (2006). Identificación dos trastornos debidos ao consumo de alcohol. Unha adaptación do AUDIT á poboación galega. Santiago de Compostela: Xunta de Galicia-Consellería de Sanidade-Sergas.
- Voogt, C., Beusink, M., Kleinjan, M., Otten, R., Engels, R., Smit, K. y Kuntsche, E. (2017). Alcohol-related cognitions in children (aged 2-10) and how they are shaped by parental alcohol use: A systematic review. *Drug and Alcohol Dependence*, 177, 277-290. doi:10.1016/j.drugalcdep.2017.04.006.
- Weitzman, E.R., Nelson, T.F. y Wechsler, H. (2003). Taking up binge drinking in college: The influences of person, social group, and environment. *The Journal of Adolescent Health*, 32, 26-35. doi:10.1016/s1054-139x(02)00457-3.
- White, H. R., Fleming, C. B., Kim, M. J., Catalano, R. F. y McMorris, B. J. (2008). Identifying two potential mechanisms for changes in alcohol use among college-attending and non-college-attending emerging adults. *Developmental Psychology*, 44, 1625-1639. doi:10.1037/a0013855.
- Whiteman, S. D., Jensen, A. C. y Maggs, J. L. (2013). Similarities in adolescent siblings' substance use: Testing competing pathways of influence. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 74, 104-113. doi:10.15288/jsad.2013.74.104.
- Whiteman, S. D., Jensen, A. C., Mustillo, S. A. y Maggs, J. L. (2016). Understanding sibling influence on adolescents' alcohol use: Social and cognitive pathways. *Addictive Behaviors*, 53, 1-6. doi:10.1016/j.addbeh.2015.09.007.
- Wicki, M., Kuntsche, E. y Gmel, G. (2010). Drinking at European universities? A review of students' alcohol use. *Addictive Behaviors*, 35, 913-924. doi:10.1016/j.addbeh.2010.06.015.
- Willett, W. C., Sacks, F., Trichopoulou, A., Drescher, G., Ferro-Luzzi, A., Helsing, E. y Trichopoulos, D. (1995). Mediterranean diet pyramid: a cultural model for healthy eating. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 61, 1402-1406. doi:10.1093/ajcn/61.6.1402S.
- Wilsnack, R. W., Wilsnack, S. C. y Obot, I. S. (2005). Why study gender, alcohol and culture?. En I. S. Obot y R. Room (Eds), Alcohol, gender and drinking problems: Perspectives from low- and middle income countries (pp. 1-23). Geneva: World Health Organization.
- Windle, M., Haardörfer, R., Lloyd, S. A., Foster, B. y Berg, C. J. (2017). Social influences on college student use of tobacco products, alcohol, and marijuana. *Substance Use and Misuse*, 52, 1111-1119. doi:10.1080/10826084.2017.1290116.
- Wood, M. D., Read, J. P., Mitchell, R. E. y Brand, N. H. (2004). Do parents still matter? Parent and peer influences on alcohol involvement among recent high school graduates. *Psychology of Addictive Behaviors*, 18, 19-30. doi:10.1037/0893-164X.18.1.19.
- World Health Organization. (2018). Global status report on alcohol and health 2018. Geneva: WHO.

ORIGINAL

La importancia de los patrones de consumo: Diseño de una encuesta que permita evaluar daño relacionado al consumo de cannabis

The relevance of patterns of use: A survey to assess cannabis use-related harm

EUGÈNIA CAMPENY*, HUGO LÓPEZ-PELAYO*, ANTONI GUAL*, MARIA DE LAS MERCEDES BALCELLS-OLIVERO*.

* Institut d'Investigacions Biomèdiques August Pi i Sunyer (IDIBAPS), Barcelona, España; Grup Recerca Addiccions Clínic (GRAC-GRE) Departamento de Psiquiatría, Instituto de Neurociencias, Hospital Clínic, Universitat de Barcelona, España.

Resumen

Globalmente, 192 millones de adultos han consumido cannabis alguna vez en su vida (2017), un consumo que se ha incrementado en un 16% en la última década. Sin embargo, seguimos sin tener información clara sobre qué cantidad y qué frecuencia de consumo va a causar daño. Por tanto, este proyecto desarrolla una encuesta para evaluar los patrones de consumo de cannabis y los daños relacionados en una muestra de consumidores. Este artículo se centra en mostrar la factibilidad de la encuesta y la satisfacción de los usuarios en una muestra piloto. Cuarenta usuarios de cannabis fueron reclutados (> 18 años, viviendo en España, consumo de cannabis mínimo una vez en los últimos 12 meses) entre diciembre de 2018 y enero de 2019. Los participantes respondieron una encuesta en línea (consumo cannábico, salud mental, organicidad y lesiones) y un cuestionario ad hoc para evaluar la accesibilidad, factibilidad, satisfacción, diseño y contenido. El 93,23% de participantes estaba satisfecho con el diseño; el 94,92% estaba satisfecho con el contenido y el 94,73% estaba satisfecho con la accesibilidad de la encuesta, y fueron necesarios solo cambios menores para mejorar la factibilidad y la accesibilidad de algunos ítems. Los participantes consumieron una mediana de 1,0 Unidades de Porro Estándar por día (Rango Intercuartílico [RIQ] 1,0-2,0). El 92,5% de la muestra puntuó como mínimo en un daño relacionado y con una mediana de 4,0 patologías (RIQ 1,25-5,0). El presente estudio nos permite diseñar una encuesta en línea con determinada factibilidad que pueda ser usada en un estudio transversal a gran escala.

Palabras clave: cannabis, riesgo, daño, THC, encuesta, en línea

Abstract

Lifetime prevalence of cannabis use is estimated 192 million adults worldwide (2017) and has increased by 16% in the last decade. However, data on quantity and frequency of use that can lead to harm is lacking. We have developed a survey to assess patterns of cannabis use and related harms in a sample of cannabis users. This paper focuses on evaluating the feasibility of the survey and the users' satisfaction in a pilot sample. Forty cannabis users were recruited (>18 years old, living in Spain, cannabis use at least once during the last 12 months) between December 2018 and January 2019. Participants answered an online survey (mental health, organic harm and injury) and an ad hoc questionnaire to assess accessibility, feasibility, satisfaction, design and content appropriateness. Of the participants, 93.23% (n = 37.3) were satisfied with the design, 94.92% (n = 38.2) were satisfied with the content, and 94.73% (n = 37.0) were satisfied with the accessibility of the survey; only minor changes were required to improve feasibility and accessibility. Participants used a median of 1.0 Standard Joint Unit per day (Interquartile Range [IQR] 1.0-2.0). Of the sample, 92.5% reported at least one related harm and suffers a median of 4.0 disorders (IQR, 1.25-5.0). The present study allows for designing a feasible online survey to conduct a cross-sectional study with a larger sample.

Keywords: cannabis, risk, harm, THC, survey, online

■ Recibido: Mayo 2020; Aceptado: Febrero 2021.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334

■ Enviar correspondencia a:

Eugènia Campeny de Lara. Institut d'Investigacions Biomèdiques August Pi i Sunyer (IDIBAPS), Grup de Recerca Addiccions Clínic (GRAC-GRE), Departamento de Psiquiatría, Hospital Clínic. C/ Mallorca 183, 08036 Barcelona, España. Tel: +34 93 227 54 00. E-mail: eugeniadelara@copc.cat

El cannabis es la tercera sustancia psicoactiva más consumida en todo el mundo, después del alcohol y el tabaco. La prevalencia mundial estimada anual de cannabis durante 2017 fue de aproximadamente 3,8%: 192 millones de personas entre 15 y 64 años que consumieron cannabis al menos una vez (16% del aumento en la última década) (Oficina de las Naciones Unidas contra la Droga y el Delito, 2019).

Diferentes países del mundo han permitido el uso no médico de cannabis desde 2017 (diez estados de los EE. UU., Distrito de Columbia, Uruguay y Canadá). Tras la legalización, el consumo de cannabis en Colorado (el primer estado de los EE. UU. en legalizar el cannabis) tuvo un aumento significativo (European Monitoring Centre of Drugs and Drug Addiction, 2020). También ha sido significativo el aumento de lesiones relacionadas con el cannabis (i.e., visitas a urgencias, muertes por accidentes de tráfico, ingresos hospitalarios o conducir bajo los efectos del cannabis) (Oficina de las Naciones Unidas contra la Droga y el Delito, 2019). Cuando la disponibilidad de cannabis aumenta y, al mismo tiempo, la población tiene una baja percepción de los riesgos de daños, el consumo de cannabis aumenta en edades tempranas y podría contribuir a una mayor prevalencia del consumo de cannabis en el futuro (Parker y Anthony, 2018; Oficina de las Naciones Unidas contra la Droga y el Delito, 2018).

La experiencia en la prevención del consumo de tabaco o alcohol nos permite aprender que la fácil accesibilidad a la sustancia genera un alto impacto tanto en las funciones sanitarias como sociales (Montes, Pérez y Gestal, 2004; Villalbí, 2002). Sin embargo, cuando se implementan políticas de prevención, incluyendo frecuencia y cantidad de consumo (p. ej., Unidad de Bebida Estándar para alcohol), que permiten identificar el consumo de riesgo, se reducen y mejoran los costos sociales y sanitarios (Montes et al., 2004; Villalbí, 2002). El consumo de riesgo se define como «un patrón de uso de sustancias que aumenta el riesgo de consecuencias perjudiciales para el usuario», que también «son de importancia para la salud pública a pesar de la ausencia de cualquier trastorno actual en el usuario individual» (Organización Mundial de la Salud, 2010b).

Por tanto, las estrategias de prevención y las intervenciones para el consumo nocivo de cannabis deben implementarse de forma controlada para permitir validación y medidas de eficacia (Chapman, 1993; Karlsson y Österberg, 2004), pero aún no disponemos de un consenso para el consumo de riesgo que incluya medidas estándar de frecuencia y cantidad (Casajuana et al., 2016).

Una revisión sistemática de los instrumentos de detección y diagnóstico para evaluar los trastornos por consumo de cannabis encontró que incluso los instrumentos con el mejor rendimiento (CAST, CUDIT, DUDIT y ASSIST) eran difíciles de implementar. De hecho, los instrumentos actuales no tienen en cuenta la frecuencia y la cantidad

de cannabis consumido, lo que resulta en interpretaciones confusas de los patrones de consumo. Además, los autores concluyen que los nuevos diseños de instrumentos deben incluir «potencia, dosis, patrones de uso y consecuencias para la salud del cannabis» (López-Pelayo, Batalla, Balcells, Colom y Gual, 2015).

Para establecer un consenso sobre lo que puede considerarse consumo de riesgo del cannabis, debe haber: a) datos basados en la evidencia que incluyan todas las dimensiones del daño; b) un instrumento que mida el daño asociado al consumo de cannabis, incluyendo frecuencia y cantidad.

Sin embargo, esos dos elementos aún son ausentes en el campo del cannabis; de hecho, son esenciales (Campeny et al., 2020; Casajuana et al., 2018). Como primer paso, se estableció una «Unidad de Porro Estándar» (UPE) basada en la cantidad de cannabinoides 9-delta-THC presente en los porros (Casajuana Kögel et al., 2017a). Como segundo paso, el Ministerio de Sanidad español, a través de su Plan Nacional sobre Drogas, aprobó un proyecto para definir el consumo de riesgo de cannabis. Hemos desarrollado una herramienta para evaluar los patrones de uso y los problemas asociados en una muestra de consumidores de cannabis. Este estudio piloto tiene como objetivo: 1) evaluar la viabilidad de una encuesta en línea para explorar el consumo de riesgo de cannabis; 2) evaluar la satisfacción, la accesibilidad, el diseño y la idoneidad del contenido de la encuesta.

Métodos

Participantes y entorno

El estudio piloto se diseñó de acuerdo con el protocolo del estudio (en revisión). El estudio piloto se realizó en España entre diciembre de 2018 y enero de 2019. Se reclutó una muestra aleatoria estratificada de 40 personas durante un período de tres meses. Podían participar adultos (> 18 años), residentes en España, que ya habían consumido cannabis al menos una vez durante los últimos doce meses. Los criterios de exclusión fueron: a) barreras idiomáticas; b) incapacidad para firmar el consentimiento informado; c) incapacidad visual; d) sin acceso a Internet.

Con el fin de reclutar una muestra de 40 usuarios, se distribuyó una encuesta en línea (descrita a continuación) a través de folletos y anuncios comunitarios entre los centros de salud, universidades, sitios web, asociaciones de cannabis y redes internas de España.

Instrumentos

Se diseñó una encuesta en línea basada en los resultados obtenidos en una revisión sistemática del daño psicológico y físico relacionado con el consumo de cannabis (Campeny et al., 2020). La encuesta se diseñó mediante una combinación de instrumentos validados en el idioma local (cuando hubo disponibilidad del mismo en la literatura) y un cuestionario ad hoc, y resultó en 55 preguntas divisibles en cua-

Tabla 1. Instrumentos de encuesta.

Instrumentos validados		Instrumentos ad hoc
Sociodemográfico		Nivel de estudios Condición laboral Estado civil Edad Sexo Residencia
Patrón de consumo de otras drogas	Audit-C (García Carretero, Novalbos Ruiz, Martínez Delgado y O'Ferrall González, 2016)	Uso de tabaco Uso de otras sustancias
Patrón de consumo de cannabis	UPE (Casajuana Kögel et al., 2017a) consequently a Standard Joint Unit (SJU)	Tipo de cannabis utilizado Porcentaje de tabaco Procedencia del cannabis Edad al primer uso Edad al uso regular
Salud Mental	PHQ-9 (Diez-Quevedo, Rangil, Sanchez-Planell, Kroenke y Spitzer, 2001) GAD-7 (García-Campayo et al., 2010) CAD-4 (Pedrero Pérez et al., 2007)	Diagnóstico de salud mental
Orgánico	Cuestionario de salud y capacidad de respuesta del sistema de salud de la OMS (Organización Mundial de la Salud, 2000)	Afectaciones orgánicas
Daño		Colisión de vehículos de motor Conducta suicida Violencia

tro grupos: a) datos sociodemográficos (sexo, edad, estado civil, nivel de estudios y situación laboral); b) consumo de otras sustancias (alcohol, tabaco, cocaína, opioides, anfetaminas, LSD, benzodiazepinas sin receta); c) patrones de consumo de cannabis (tipo de derivado de cannabis utilizado, vía de administración, frecuencia de consumo de cannabis durante los últimos 30 días, Unidad de Porro Estándar [Casajuana Kögel et al., 2017a; Freeman y Lorenzetti, 2019] por ocasión, la proporción de tabaco usado en los porros, edad al primer uso, edad al uso regular); d) estado de salud (mental y orgánico) y lesiones anteriores. Véase la Tabla 1 para más información sobre los instrumentos de la encuesta.

Dado que el objetivo principal de la encuesta es definir el daño relacionado con el consumo de cannabis, se dio mayor relevancia al estado de salud y las lesiones anteriores. El cuestionario preguntaba sobre:

- Salud mental: trastorno de juego (CAD-4 [Pedrero Pérez et al., 2007]), cribado de trastorno depresivo (PHQ-3 [Diez-Quevedo, Rangil, Sanchez-Planell, Kroenke y Spitzer, 2001]), cribado de trastorno de ansiedad (GAD-3 [García-Campayo et al., 2010]),

Tabla 2. Cuestionario ad hoc para evaluar la viabilidad, el diseño, el contenido y la accesibilidad de la encuesta.

Preguntas ad hoc (idioma original: español)	
Diseño	Q1. ¿Qué aspectos del diseño modificarías? Q2. ¿Qué opinas de los colores utilizados? (el color del fondo, el de las letras, la combinación...) Q3. ¿Y del diseño de las preguntas? (formulación de las preguntas, claridad, largas/cortas...) Q4. ¿El diseño de las preguntas ayudaba a responder de manera rápida?
Contenido	Q5. ¿Qué aspectos del contenido del cuestionario cambiarías? Q6. ¿Te ha parecido aburrido? ¿Por qué? Q7. ¿Te ha parecido denso? ¿Por qué? Q8. ¿Echas en falta alguna pregunta? Q9. ¿Qué dificultades te has encontrado a lo largo del cuestionario? Q10. ¿Preguntarías algo de manera diferente? Q11. ¿Te sobra alguna pregunta del cuestionario?
Accesibilidad	Q12. ¿Desde qué dispositivo has respondido el cuestionario? Q13. ¿Crees que no estaba adaptado al dispositivo con el cual has respondido? Q14. ¿Te ha sido difícil acceder al cuestionario? ¿Por qué? Q15. Al entrar a la web, ¿has tenido dificultades para encontrar el enlace?

trastornos psicóticos y trastorno bipolar (preguntas ad hoc). A los participantes con síntomas depresivos y/o de ansiedad se les pidió que respondieran a los cuestionarios PHQ-9 (Diez-Quevedo et al., 2001) y GAD-7 (García-Campayo et al., 2010), respectivamente.

- Afectación orgánica/somática: enfermedades coronarias, bronquitis o enfisema, infecciones respiratorias, migraña, dificultad para dormir, enfermedad pulmonar obstructiva crónica, gastritis o úlcera, vómitos o diarreas, cáncer (preguntas ad hoc), dificultades de comprensión, coordinación motora y dificultades funcionales (preguntas sobre el deterioro cognitivo del cuestionario de salud y capacidad de respuesta del sistema de salud de la OMS [Organización Mundial de la Salud, 2000]).
- Lesiones anteriores: colisiones de vehículos motorizados, ideación suicida, intento de suicidio, perpetración de violencia (preguntas ad hoc). A los participantes que informaron haber sufrido una colisión con un vehículo motorizado se les preguntó si habían consumido cannabis durante las seis horas anteriores y si eran culpables de la colisión.

Después de completar la encuesta en línea, los participantes respondieron mediante llamada telefónica a un cuestionario ad hoc para evaluar la accesibilidad, la viabilidad, la satisfacción, el diseño y la idoneidad del contenido. Dado

que el objetivo de este estudio es definir la viabilidad y la satisfacción, el cuestionario ad hoc se describe en la Tabla 2.

Análisis de datos

Se analizaron la viabilidad, la satisfacción, el diseño, el contenido y la accesibilidad con frecuencias y porcentajes (variables cualitativas) o medias y desviaciones estándar (SD). Para mejorar la encuesta, se tuvieron en cuenta los comentarios y las sugerencias de los usuarios del cuestionario ad hoc. Se analizaron las características sociodemográficas, el patrón de consumo y el consumo de otras sustancias con porcentajes (variables cualitativas) o mediana y rango intercuartílico (RIQ) (variables cuantitativas). Los resultados de la encuesta se analizaron con mediana e IQR (variables cuantitativas).

Consideraciones éticas

Este estudio se realizó conforme a la Declaración de Helsinki (versión actual; Fortaleza, Brasil, octubre de 2013) y de acuerdo con el protocolo y los requisitos legales pertinentes (Ley 14/2007, de 3 de julio, de investigación biomédica). Este estudio fue aprobado por el Comité de ética del Hospital Clínic de Barcelona y del Institut d'Investigacions Biomèdiques August Pi i Sunyer (HCB/2017/0795). Todos los usuarios tuvieron que aceptar un consentimiento informado en línea.

Resultados

Los participantes eran en su mayoría hombres (65%), adultos jóvenes (edad media 28 IQR 25,5-30,0) y solteros (57,5%) o casados/con pareja (42,5%). El 40% tenía título universitario y el 65% tenía un empleo. Véase el material complementario para más detalles sobre las características sociodemográficas.

Satisfacción y accesibilidad

De los participantes, el 93,67% (DE 4,33) estaba satisfecho con el diseño; el 95,63% (DE 9,34) estaba satisfecho con el contenido; y el 94,73% (DE 8,66) estaba satisfecho con la accesibilidad de la encuesta. El 10% de los participantes reportó tener dificultades para informar el gasto en euros y el consumo en gramos al día, ya que no consumían cannabis a diario. Por tanto, la pregunta se reformuló para dar como resultado un registro semanal en lugar de un registro diario. Para obtener más detalles, véase la Tabla 3.

Contenido, diseño y viabilidad

Surgen dos limitaciones tras realizar el análisis estadístico de la encuesta en línea: 1) los resultados con respecto a la violencia familiar fueron difíciles de analizar e interpretar por los investigadores, ya que los datos eran heterogéneos; además, era imposible recopilar información específica sobre la perpetración de la violencia. Por tanto, las preguntas se reformularon en preguntas y respuestas estructuradas

Tabla 3. Resultados de diseño, contenido y accesibilidad.

Dimensión	Preguntas	Respuestas positivas			Comentarios y sugerencias	
		N (%)	Media	Desviación estándar (SD)		
Diseño	Pregunta 1 (Q1)	38 (95)	93,67	4,33	El registro diario de UPE y las preguntas sobre el uso de otras sustancias fueron difíciles de responder	
	Pregunta 2 (Q2)	39 (97,5)				
	Pregunta 3 (Q3)	35 (87,5)				
	Pregunta 4 (Q4)	38 (95)				
Contenido	Pregunta 5 (Q5)	40 (100)	95,63	9,34	Los usuarios echan en falta las siguientes secciones: deporte, empleo, dependencia, sociabilidad, más preguntas sobre los patrones de consumo de cannabis	
	Pregunta 6 (Q6)	39 (97,5)				
	Pregunta 7 (Q7)	30 (75)				
	Pregunta 8 (Q8)	40 (100)				
	Pregunta 9 (Q9)	40 (100)				
	Pregunta 10 (Q10)	40 (100)				
	Pregunta 11 (Q11)	40 (100)				
Accesibilidad	Pregunta 12 (Q12)	Móvil 36 (90)	Ordenador personal 4 (10)	N/A	N/A	La página se actualiza automáticamente, por lo que deben comenzar de nuevo desde el principio
	Pregunta 13 (Q13)	31 (85)				
	Pregunta 14 (Q14)	40 (100)		94,73	8,66	
	Pregunta 15 (Q15)	40 (100)				

(«¿Ha tenido enfados en el ámbito familiar? Especifique qué tipo de enfados» a «¿Ha vivido alguna de las siguientes situaciones en su núcleo familiar? (Enfados con violencia verbal (insultos, alzar la voz, etc.); Enfados con violencia física; No; Otras, especificar) ¿Quién ha ejercido violencia física? (Padre/madre sobre usted; Pareja sobre usted; Hijo/s sobre usted; Usted sobre su padre/madre; Usted sobre su pareja; Usted sobre su/s hijo/s; Otras, especificar)»); 2) Fue necesario modificar el registro de la frecuencia de consumo de otras sustancias porque los usuarios consideraron las preguntas confusas y que podían resultar en respuestas incongruentes difíciles de analizar e interpretar.

Tras el análisis global de los resultados, se añadieron dos nuevos apartados a la encuesta: 1) un nuevo ítem que mide la dependencia del consumo de cannabis (mediante la entrevista SDS [Vélez-Moreno et al., 2013]) para evaluar la severidad; 2) para fines éticos, inclusión al final de la encuesta información sobre los servicios públicos de adicción existentes y de asesoramiento específico para participantes con ideación suicida y/o intentos de suicidio.

Para obtener más detalles, consultar la Tabla 3.

Datos preliminares

Los participantes consumieron una mediana de 1,0 Unidad de Porro Estándar (UPE) por día (RIQ 1,0-2,0). El primer consumo de cannabis fue a los 15 años (mediana) de edad (RIQ 14,0-16,0). La edad de uso regular fue de 18,0 (mediana; RIQ 16,5-22,0). La muestra utilizó hachís (68%) o marihuana (35%). El consumo de cannabis en los últimos 30 días fue de 18,5 días (mediana; RIQ 1,25-30,0). La mediana de tabaco en cada porro fue del 75,0% (RIQ 50,0-75,0) (véase la Tabla 3).

El 95,0% (38) de la muestra informó al menos un daño relacionado y sufre una mediana de 4,0 trastornos (RIQ, 2,0-6,0). Véase el material complementario para más detalles sobre la descripción de los daños relacionados con el cannabis.

Discusión

El objetivo de este estudio es diseñar una encuesta viable que informe sobre los daños relacionados con el consumo de cannabis. Según los resultados obtenidos, la encuesta es accesible y su diseño y contenido son idóneos.

Existe evidencia sobre los daños relacionados con el cannabis (Hall, 2015; The National Academies of Sciences Engineering Medicine, 2017; Organización Mundial de la Salud, 2010a). Sin embargo, la literatura actual no informa sobre una visión global de los daños y los riesgos del consumo de cannabis (Campeny et al., 2020; Fischer, Rehm y Hall, 2009).

El objetivo de este estudio es diseñar una encuesta viable que analice globalmente las consecuencias del consumo de cannabis, abarcando todas las dimensiones de la salud hu-

mana (mental, orgánica y lesiva). La dificultad que surge de esta visión global del daño es la necesidad de un diseño preciso que incluya la idoneidad del contenido y la accesibilidad. Como respuesta a esta dificultad, se debe realizar un estudio piloto (Van Teijlingen, Rennie, Hundley y Graham, 2001). Los resultados indican que el instrumento permite informar sobre datos captados de patrones de consumo de cannabis (incluyendo frecuencia, cantidad e importe), salud mental, salud orgánica y daño. Además, se obtuvieron datos sobre la gravedad del consumo de cannabis a través de la entrevista SDS (Vélez-Moreno et al., 2013) para mejorar la viabilidad de completar el impacto global del consumo de cannabis.

Según las respuestas de los participantes, la encuesta fue accesible y el contenido y el diseño fueron idóneos. Los encuestados quedaron satisfechos con la encuesta. Solo una pregunta específica requirió modificación, ya que algunos sujetos consideraron su redacción incongruente. En general, los participantes accedieron con facilidad a la encuesta y no discreparon con el contenido. Por consideraciones éticas, se debe incluir información de recursos de tratamiento. Estos resultados son consistentes con la literatura actual que respalda que las encuestas en línea son herramientas idóneas que permiten recolectar información a través de la web de una muestra más grande de usuarios (Matias et al., 2019). Además, puede ser un instrumento potente para recopilar de forma rápida y económica información de la población que consume drogas (Matias et al., 2019).

Sin embargo, surgen algunas limitaciones. Nuestra muestra está compuesta principalmente por hombres adultos jóvenes y puede no ser representativa de la totalidad de los consumidores de cannabis, ya que, por ejemplo, el daño orgánico (i.e., enfermedades respiratorias) puede incrementarse con la edad (Akgün, Crothers y Pisani, 2012; Rossi, Ganassini, Tantucci y Grassi, 1996). Además, el uso de otras sustancias psicoactivas también está relacionado con la carga de morbilidad (Karila, Petit, Lowenstein y Reynaud, 2012; Maritz y Mutemwa, 2012; Morris et al., 2018; Organización Mundial de la Salud, 2018). Por tanto, nuestros resultados deben interpretarse con precaución, ya que sesgos potenciales podrían interferir con los resultados dado el tamaño reducido de la muestra. El sesgo potencial expuesto debe tenerse en cuenta en el estudio principal y en la investigación futura.

En conclusión, este estudio nos permite avanzar en el diseño y la implementación de una encuesta mejorada, con el fin de ejecutar un estudio transversal con una muestra de mayor tamaño. Este paso es de gran importancia, ya que tendrá más implicaciones para la prevención y el tratamiento de los consumidores de cannabis en riesgo.

Reconocimientos

Este estudio está financiado por una subvención española del Plan Nacional Sobre Drogas, Ministerio de Sanidad y Consumo (PNSD 132373 - 2017I053 - 603; Antoni Gual Solé). Las conclusiones del artículo son la responsabilidad exclusiva de los autores y no representan necesariamente las opiniones oficiales de las instituciones, que no tuvieron ningún papel adicional en el diseño del estudio; la recopilación, el análisis y la interpretación de los datos; en la redacción del artículo; o en la decisión de enviar el artículo para su publicación. Este trabajo cuenta con el apoyo de las siguientes instituciones: Institut d'Investigacions Biomèdiques August Pi i Sunyer (IDIBAPS), Universidad de Barcelona, Hospital Clínic i Universitari de Barcelona y el programa CERCA/Generalitat de Catalunya.

HL-P recibe financiación del Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades de España, Instituto de Salud Carlos III a través de un contrato «Juan Rodes» (JR19/00025).

MB-O, AG y HL-P diseñaron el estudio. EC y MB-O redactaron el borrador inicial del manuscrito. Todos los demás autores revisaron y aprobaron el artículo definitivo.

Programa CERCA/Generalitat de Catalunya. Institut d'Investigacions Biomèdiques August Pi i Sunyer (IDIBAPS), Universidad de Barcelona, Hospital Clínic i Universitari de Barcelona (ICN). Plan Nacional Sobre Drogas, Ministerio de Sanidad y Consumo.

Conflicto de intereses

Los autores declaran la inexistencia de conflicto de interés en relación a este trabajo.

Referencias

- Akgün, K. M., Crothers, K. y Pisani, M. (2012). Epidemiology and management of common pulmonary diseases in older persons. *Biological Sciences*, 67A, 276–291. doi:10.1093/gerona/glr251.
- Campeny, E., López-Pelayo, H., Nutt, D., Blithikioti, C., Oliveras, C., Nuño, L.,... Gual, A. (2020). The blind men and the elephant: Systematic review of systematic reviews of cannabis use related health harms. *European Neuropsychopharmacology*, 33, 1–35. doi:10.1016/j.euro-neuro.2020.02.003.
- Casajuana, C., López-Pelayo, H., Balcels, M. M., Miquel, L., Colom, J. y Gual, A. (2016). Definitions of risky and problematic cannabis use: A systematic review. *Substance Use and Misuse*, 51, 1760–1770. doi:10.1080/10826084.2016.1197266.
- Casajuana, C., López-Pelayo, H., Miquel, L., Balcels-Olivero, M. M., Colom, J. y Gual, A. (2018). Quantitative criteria to screen for cannabis use disorder. *European Addiction Research*, 24, 109–117. doi:10.1159/000488346.
- Casajuana Kögel, C., Balcels-Olivero, M. M., López-Pelayo, H., Miquel, L., Teixidó, L., Colom, J.,... Gual, A. (2017a). The standard joint unit. *Drug and Alcohol Dependence*, 176, 109–116. doi:10.1016/j.drugalcdep.2017.03.010.
- Chapman, S. (1993). *Unravelling gossamer with boxing gloves: problems in explaining the decline in smoking*. *British Medical Journal*, 307, 429–432. doi:10.1136/bmj.307.6901.429.
- Diez-Quevedo, C., Rangil, T., Sanchez-Planell, L., Kroenke, K. y Spitzer, R. L. (2001). Validation and utility of the patient health questionnaire in diagnosing mental disorders in 1003 general hospital Spanish inpatients. *Psychosomatic Medicine*, 63, 679–686. doi:10.1097/00006842-200107000-00021.
- European Monitoring Centre of Drugs and Drug Addiction. (2020). *Monitoring and evaluating changes in cannabis policies: Insights from the Americas About the EMCDDA I Legal notice*. Luxembourg. doi:10.2810/151487.
- Fischer, B., Rehm, J. y Hall, W. (2009). Cannabis use in Canada: The need for a “public health” approach. *Canadian Journal of Public Health*, 100, 101–103.
- Freeman, T. P. y Lorenzetti, V. (2019). ‘Standard THC Units’: A proposal to standardise dose across all cannabis products and methods of administration. *Addiction*, 115, 1207–1216. doi:10.1111/add.14842.
- García-Campayo, J., Zamorano, E., Ruiz, M. A., Pardo, A., Perez-Paramo, M., Lopez-Gomez, V.,... Rejas, J. (2010). Cultural adaptation into Spanish of the generalized anxiety disorder-7 (GAD-7) scale as a screening tool. *Health and Quality of Life Outcomes*, 8, 8. doi:10.1186/1477-7525-8-8.
- García Carretero, M. Á., Novalbos Ruiz, J. P., Martínez Delgado, J. M. y O’Ferrall González, C. (2016). Validación del test para la identificación de trastornos por uso de alcohol en población universitaria: AUDIT y AUDIT-C. *Adicciones*, 28, 194–204. doi:10.20882/adicciones.775.
- Hall, W. (2015). What has research over the past two decades revealed about the adverse health effects of recreational cannabis use? *Addiction*, 110, 19–35. doi:10.1111/add.12703.
- Karila, L., Petit, A., Lowenstein, W. y Reynaud, M. (2012). Diagnosis and consequences of cocaine addiction. *Current Medicinal Chemistry*, 19, 5612–5618. doi:10.2174/092986712803988839.
- Karlsson, T. y Österberg, E. (2004). Alcohol policies in EU member states and Norway. A collection of country reports. *Health Promotion*.
- López-Pelayo, H., Batalla, A., Balcels, M. M., Colom, J. y Gual, A. (2015). Assessment of cannabis use disorders: A systematic review of screening and diagnostic instruments. *Psychological Medicine*, 45, 1121–1133. doi:10.1017/S0033291714002463.

- Maritz, G. S. y Mutemwa, M. (2012). Tobacco smoking: Patterns, health consequences for adults, and the long-term health of the offspring. *Global Journal of Health Science*, 4, 62–75. doi:10.5539/gjhs.v4n4p62.
- Matias, J., Kalamara, E., Mathis, F., Skarupova, K., Noor, A. y Singleton, N. (2019). The use of multi-national web surveys for comparative analysis: Lessons from the European Web Survey on Drugs. *International Journal of Drug Policy*, 73, 235–244. doi:10.1016/j.drugpo.2019.03.014.
- Montes, A., Pérez, M. y Gestal, J. J. (2004). Impacto del tabaquismo sobre la mortalidad en España. *Adicciones*, 16, 75–82.
- Morris, D. H., Davis, A. K., Lauritsen, K. J., Rieth, C. M., Silvestri, M. M., Winters, J. J. y Chermack, S. T. (2018). Substance use consequences, mental health problems, and readiness to change among veterans seeking substance use treatment. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 94, 113–121. doi:10.1016/j.jsat.2018.08.005.
- Oficina de las Naciones Unidas contra la Droga y el Delito. (2018). *World Drug Report*. Recuperado de <https://www.unodc.org/wdr2018/prelaunch/Pre-briefingAM-fixed.pdf>.
- Oficina de las Naciones Unidas contra la Droga y el Delito. (2019). *Cannabis and hallucinogens*. Recuperado de <https://www.un-ilibrary.org/content/books/9789210041744c005>.
- Organización Mundial de la Salud. (2000). Encuesta de la OMS sobre salud y capacidad de respuesta del sistema de salud Secciones del cuestionario. Recuperado de [http://www.who.int/responsiveness/surveys/Long_90_min_Questionnaire_\(Spanish\).pdf](http://www.who.int/responsiveness/surveys/Long_90_min_Questionnaire_(Spanish).pdf).
- Organización Mundial de la Salud. (2010a). Alcohol, Drugs and Addictive Behaviours. Recuperado de http://www.who.int/substance_abuse/facts/cannabis/en/.
- Organización Mundial de la Salud. (2010b). *WHO | Lexicon of alcohol and drug terms published by the World Health Organization*. Geneva: World Health Organization.
- Organización Mundial de la Salud. (2018). *Global status report on alcohol and health 2018*. Recuperado de <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/274603/9789241565639-eng.pdf?ua=1>.
- Parker, M. A. y Anthony, J. C. (2018). Population-level predictions from cannabis risk perceptions to active cannabis use prevalence in the United States, 1991–2014. *Addictive Behaviors*, 82, 101–104. doi:10.1016/J.ADD-BEH.2018.02.030.
- Pedrero Pérez, E. J., Rodríguez Monje, M. T., Gallardo Alonso, F., Fernández Girón, M., Pérez López, M. y Chicharro Romero, Y. J. (2007). Validación de un instrumento para la detección de trastornos de control de impulsos y adicciones: El MULTICAGE CAD-4. *Trastornos Adictivos*, 9, 269–278.
- Rossi, A., Ganassini, A., Tantucci, C. y Grassi, V. (1996). Aging and the respiratory system. *Aging Clinical and Experimental Research*, 8, 143–161. doi:10.1007/bf03339671.
- The National Academies of Sciences Engineering Medicine. (2017). *The health effects of cannabis and cannabinoids: The current state of evidence and recommendations for research*. Washington, DC: The National Academies Press.
- Van Teijlingen, E. R., Rennie, A. M., Hundley, V. y Graham, W. (2001). The importance of conducting and reporting pilot studies: The example of the Scottish Births Survey. *Journal of Advanced Nursing*, 34, 289–295.
- Vélez-Moreno, A., González-Saiz, F., Ramírez López, J., Torrico Linares, E., Fernández-Calderón, F., Rojas, A. J. y Lozano, Ó. M. (2013). Adaptación al español de la Substance Dependence Severity Scale: Resultados preliminares. *Adicciones*, 25, 339–347. doi:10.20882/adicciones.36.
- Villalbí, J. R. (2002). *El tabaco como problema de salud pública*. Recuperado de <https://www.sespas.es/informe2002/cap07.pdf>.

Material complementario

Características sociodemográficas y clínicas.

	n (40)	%	Media	RIQ
Hombres	26	65,0		
Edad			28,0	25,5-30,0
Estado civil				
Soltero/a	23	57,5		
Casado/a o con pareja	17	42,5		
Nivel de estudios				
Estudiantes de bachillerato	16	40,0		
Universitarios	23	57,5		
Condición laboral				
Empleado/a	26	65,0		
Desempleado/a	3	7,5		
Estudiando	1	2,5		
Trabajando y estudiando	10	25,0		
Derivado del cannabis utilizado				
Hachís	26	68,0		
Marihuana	14	35,0		
Días de consumo de cannabis en los últimos 30 días			18,5	1,25-30,0
Unidad de Porro Estándar			1	1,0-2,0
Gramos/día de consumo			0,25	0,25-0,5
Porros/día de consumo			1	1,0-2,0
Euros/día de consumo			2	1,0-4,0
Porcentaje de tabaco en el porro			75,0	50,0-75,0
Edad al primer consumo de cannabis			15,0	14,0-16,0
Edad al consumo habitual de cannabis			18,0	16,5-22,0
Vía de administración de cannabis				
Fumado	39	97,5		
Otras sustancias consumidas anteriormente				
Cocaína	13	32,5		
Opioides	3	7,5		
Anfetaminas	7	17,5		
LSD	4	10,0		
Benzodiazepinas sin receta médica	1	2,5		
Otras sustancias consumidas en la actualidad				
Cocaína	5	12,5		
Opioides	1	2,5		
Anfetaminas	0	0,0		
LSD	1	2,5		
Benzodiazepinas sin receta médica	0	0,0		
Al menos un trastorno relacionado (consumo de cannabis al menos una vez durante los últimos 30 días)	38	95,0	4	2,0-6,0
Dimensión de salud mental	36	90,0	2	1,0-2,0
Dimensión orgánica	23	57,5	1	0,0-2,0
Dimensión de daño	29	72,5	1	0,0-2,0

ORIGINAL

Incremento de la ingesta de alcohol y drogas como estrategia de afrontamiento en trabajadores hospitalarios durante el brote de COVID-19: Estudio transversal

Self-reported increase in alcohol and drugs intake as a coping strategy in hospital workers during COVID-19 outbreak: A cross-sectional study

AGUSTÍN MADOZ-GÚRPIDE*, **, ***; MÓNICA LEIRA-SANMARTÍN*, ÁNGELA IBÁÑEZ*, **, ***; ENRIQUETA OCHOA-MANGADO*, **, ***.

* Departamento de Psiquiatría. Hospital Universitario Ramón y Cajal, Madrid, España.

** Instituto Ramón y Cajal de Investigación Sanitaria, Madrid, España.

*** Departamento de Medicina y Especialidades Médicas. Universidad de Alcalá, Madrid, España.

**** Centro de Investigación Biomédica en Red de Salud Mental (CIBERSAM).

Resumen

Las situaciones de estrés psicológico, como la actual pandemia COVID-19, pueden implicar un aumento del consumo de alcohol y otras drogas de abuso como estrategia inadecuada de afrontamiento en profesionales sanitarios. Esta investigación tiene como objetivo estudiar el incremento de la ingesta de alcohol y drogas de abuso en los trabajadores hospitalarios. Persigue también, mediante un análisis de regresión logística, definir qué perfil de trabajador es el más vulnerable a este comportamiento. Para ello se realizó un estudio transversal en un hospital terciario en Madrid, España, durante la primera oleada de COVID-19. Participaron en el estudio un total de 657 trabajadores del hospital, 536 de ellos sanitarios y 121 no sanitarios. La recogida de datos se realizó a través de una encuesta en línea que incluía preguntas sobre hábitos básicos de salud, condiciones del entorno laboral, datos sociodemográficos, así como la versión de 12 ítems del Cuestionario de Salud General. El 17,1% declaró haber aumentado su consumo de alcohol y/o drogas de abuso durante el período analizado. Se asoció a una mayor probabilidad de dicho incremento: sexo masculino ($p = ,044$), vivir sin personas dependientes a cargo ($p = ,005$), ser médico adjunto o residente ($p = ,010$), haber trabajado en primera línea de COVID ($p = ,058$), presentar malos hábitos nutricionales ($p = ,004$) y realizar autoprescripción de fármacos psicotrópicos para controlar la ansiedad y el insomnio ($p = ,003$). Un porcentaje significativo de los trabajadores hospitalarios ha aumentado su consumo de alcohol y drogas de abuso durante la primera oleada de la pandemia COVID-19, existiendo un perfil de mayor riesgo para esta práctica.

Palabras clave: infección por coronavirus 2019, personal de salud, estrés psicológico, factores de riesgo, factores protectores, abuso de alcohol, abuso de sustancias

Abstract

Situations of psychological stress, such as the current COVID-19 pandemic, could lead to an increase in the consumption of alcohol and other drugs of abuse as an inadequate coping strategy in health workers. This study aimed to investigate the intake of alcohol and drugs of abuse in hospital workers during the first wave of COVID-19. A further focus was to define the worker profile most vulnerable to this behavior through a logistic regression analysis. A cross-sectional study in a tertiary hospital in Madrid, Spain, during the first wave of COVID-19 was designed. Information was collected from a sample ($n = 657$) of healthcare workers ($n = 536$) and non-healthcare workers ($n = 121$). An online survey (including questions about basic health habits, working environment conditions, sociodemographic data, and the 12-item version of the General Health Questionnaire as a measure of psychological well-being) was conducted. Increased consumption of alcohol and/or drugs of abuse during the analyzed period of the pandemic was reported by 17.1% of workers. The following variables were associated with a higher probability of increased consumption of alcohol and/or drugs of abuse: male gender ($p = ,044$), living alone or without dependents ($p = ,005$), staff physician or resident ($p = ,010$), having worked on the COVID frontline ($p = ,058$), poor nutritional habits ($p = ,004$) and self-prescription of psychotropic drugs to manage anxiety and insomnia ($p = ,003$). A significant percentage of hospital workers increased their consumption of alcohol and drugs of abuse during the first wave of the COVID-19 pandemic. A professional risk profile can be defined for this practice.

Key words: coronavirus disease 2019 (COVID-19), health personnel, psychological stress, risk factors, protective factors, alcohol consumption, drug abuse

■ Recibido: Noviembre 2020; Aceptado: Julio 2021.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334

■ Enviar correspondencia a:

Agustín Madoz-Gúrpide. Departamento de Psiquiatría. Hospital Universitario Ramón y Cajal. Ctra. Colmenar Viejo, km. 9.100. 28034 Madrid.
E-mail: amagur@yahoo.com

Puede suponerse que los profesionales de la salud llevan un estilo de vida más saludable que el resto de la población, pero tal vez esto no sea cierto: una investigación en la que participaron 7.288 médicos estadounidenses concluyó que el abuso/dependencia del alcohol es un problema importante entre estos trabajadores (el 12,9% y el 21,4% de los médicos hombres/mujeres respectivamente cumplen los criterios de abuso o dependencia del alcohol) (Oreskovich et al., 2015). En Alemania, una encuesta en la que participaron estudiantes de Medicina y médicos mostró que el 24,8% de los médicos varones y el 36,5% de los estudiantes de Medicina varones referían ingestas superiores a la dosis diaria recomendada por la Sociedad Alemana de Nutrición sobre la ingesta máxima de alcohol (>20 g/d). Entre las mujeres participantes, el 25,3% de los médicos y el 30,4% de los estudiantes de Medicina informaron de que habían ingerido más alcohol del que se les recomendaba (> 10 g/d) (Voigt et al., 2009). En una muestra brasileña de 510 médicos y enfermeras, estos profesionales mostraron una menor prevalencia de abstemios, tasas similares de uso indebido de alcohol y una mayor prevalencia de episodios de consumo excesivo de alcohol en comparación con la población general brasileña (Tobias et al., 2019). En España, una encuesta reciente entre los profesionales de la Atención Primaria mostró una mayor prevalencia del consumo de alcohol en este colectivo con respecto a la población general, con un porcentaje de consumo de riesgo según los criterios de la AUDIT-C del 32% (Romero-Rodríguez et al., 2019a). El perfil de un bebedor de riesgo en esta muestra era el de un varón, médico, mayor de 56 años y con más años promedio de carrera profesional (Romero-Rodríguez et al., 2019b).

Se sabe poco sobre el comportamiento de salud y los estilos de vida que contribuyen al uso abusivo del alcohol y otras drogas entre los profesionales de la salud. Hay diferentes variables que se han relacionado con un mayor riesgo de uso indebido de alcohol y drogas entre los trabajadores sanitarios: rasgos de personalidad como la alexitimia (Pedersen, Sørensen, Bruun, Christensen y Vedsted, 2016), estilos de afrontamiento (Grotmol et al., 2010), factores personales y profesionales, y el hecho de verse afectado por el “síndrome de burnout” (Alexandrova-Karamanova et al., 2016). El uso indebido de drogas y alcohol también ha sido considerado frecuentemente como una estrategia disfuncional de automedicación ante la comorbilidad con los trastornos afectivos y de ansiedad en la población general (Robinson, Sareen, Cox y Bolton, 2009; Turner, Mota, Bolton y Sareen, 2018). Lo mismo podría decirse del consumo de alcohol como medida para controlar los síntomas del trastorno de estrés postraumático (Bensley et al., 2018).

La pandemia de COVID-19 ha establecido una serie de condiciones ambientales, sociales e intrapsíquicas que podrían haber promovido el uso inadecuado del alcohol y otras drogas como recurso para controlar la angustia psico-

lógica. Un editorial de *The Lancet* señaló el aumento de los marcadores directos e indirectos del consumo de alcohol en la población general durante la pandemia, tanto en personas sin patrones de consumo de riesgo previos como en individuos con trastornos de consumo de alcohol (Clay y Parker, 2020). Existen pruebas recientes que muestran una asociación significativa entre el estrés psicológico específico de COVID-19 y la conducta de consumo de alcohol, estando la relación mediada por el sexo y por las consecuencias socioeconómicas de la pandemia en la población general estadounidense (Rodríguez, Litt y Stewart, 2020; Wardell et al., 2020). Existe una creciente preocupación por un posible empeoramiento durante la pandemia de la carga global de enfermedad relacionada con los trastornos por consumo de alcohol, incluida la creciente incidencia de enfermedades hepáticas relacionadas con el alcohol (Da, Im y Schiano, 2020). La relación entre el uso indebido de sustancias y la pandemia de COVID-19 también se ha estudiado en otros países y entornos (Neill et al., 2020). Informes anteriores sobre la relación entre la exposición de los trabajadores de la salud a brotes pandémicos y el riesgo de desarrollar un trastorno de consumo de alcohol indican que, el hecho de haber estado en cuarentena y de trabajar en lugares donde la exposición a pacientes de SARS era común, se asociaba con síntomas posteriores de abuso/dependencia del alcohol, incluso tres años después del brote de SARS (Wu et al., 2008).

El objetivo de este estudio es estimar si hubo un aumento en la ingesta de alcohol y drogas de abuso en trabajadores de hospitales durante la primera oleada de COVID-19. Además, se pretende definir qué perfil de trabajador es el más vulnerable a este comportamiento.

Desde mediados de marzo hasta finales de abril de 2020, España sufrió la primera oleada del brote de COVID-19, que afectó especialmente a la ciudad de Madrid. El hospital donde se realizó el estudio (Hospital Universitario Ramón y Cajal), un gran centro de atención terciaria, fue uno de los más golpeados por la pandemia, teniendo que afrontar una profunda reestructuración logística y asistencial para atender la demanda generada por el pico de hospitalizaciones por neumonía causada por el SARS-CoV-2.

Método

Se trata es un estudio transversal, para la realización del cual se diseñó un formulario para ser usado en una encuesta online entre todo el personal que trabajaba en el Hospital Universitario Ramón y Cajal durante la primera oleada de COVID-19. La encuesta fue distribuida en línea por correo institucional, y estuvo también accesible desde la intranet del hospital. Se animó a todos los trabajadores de diferentes categorías a participar, de manera anónima, en un estudio voluntario y sin incentivo económico. El formulario se dividió en cuatro secciones, que agrupa-

ban diferentes tipos de variables: datos sociodemográficos (sexo, edad, tipo de convivencia familiar) y estado de salud y profesional durante la pandemia (categoría profesional, experiencia, tipo de actividad, antecedentes personales de salud mental, infección por los síntomas del SARS-CoV-2, COVID-19); factores de estrés que los trabajadores relacionaron con el ambiente de trabajo y las actividades durante la pandemia; conductas de riesgo y protección fuera del lugar de trabajo durante la pandemia; y la escala del Cuestionario de Salud General (GHQ-12) (Goldberg y Hillier, 1979; Goldberg y Williams, 1988). Este cuestionario es una herramienta de detección de trastornos mentales comunes, así como una medida general de bienestar psicológico, que está validado para su uso en población española (Sánchez-López y Dresch, 2008). Entre las diferentes conductas de riesgo se interrogaba específicamente a los encuestados si habían incrementado el consumo de alcohol y/o drogas de abuso durante el periodo de la primera ola de COVID-19 (mediados de marzo a finales de abril). La pregunta “¿Ha incrementado durante la pandemia el consumo de alcohol o drogas de abuso?” cuestiona sobre el uso de dichas sustancias como una posible manera de afrontar el estrés generado por la situación de pandemia.

La encuesta se realizó entre el 15 de junio y el 25 de julio de 2020 y fue aprobada previamente por el Comité Ético de Investigación Clínica del hospital. Se requirió el consentimiento informado de todos los individuos antes de participar.

Inicialmente, se realizó un análisis crudo de los resultados. Para aumentar el poder del análisis, algunas variables fueron recodificadas y se agruparon siguiendo criterios que se consideraron clínicamente relevantes. Las variables continuas se describieron mediante la media y la desviación estándar (DE). Las variables categóricas, a través de la frecuencia absoluta y la relativa. Para la estadística inferencial se utilizó la prueba de la *t* de Student para las variables cuantitativas. La asociación entre las variables categóricas se hizo mediante la prueba de chi cuadrado o la prueba exacta de Fisher. Para estudiar la asociación entre el uso de alcohol y/o drogas de abuso y las variables de riesgo,

se utilizó el modelo de regresión logística por pasos hacia atrás (Wald), ajustando por las variables que, en función de la revisión bibliográfica, los resultados brutos de nuestro estudio y la plausibilidad biológica, se interpretó que pudieran tener influencia en el uso indebido de drogas y alcohol. Esta asociación se presenta como una razón de odds (OR). Se exploró la posible existencia de interacción y confusión. Todos los análisis se realizaron con el Paquete Estadístico para las Ciencias Sociales (SPSS), versión 19.

Resultados

657 personas respondieron a la encuesta (sobre un total de 6.119 profesionales sanitarios y no sanitarios, entre plantilla estable y refuerzos contratados para atender la primera ola COVID). De ellas, el 79,1% eran mujeres, con una edad media estimada de 41,06 años (DE = 11,63). El 33,5% vivía con personas dependientes a su cargo, mientras que el 51,4% vivía solo o en pareja. El 81,6% de los encuestados eran trabajadores sanitarios. El 28,9% de los que respondieron a la encuesta eran enfermeros y el 17,0% auxiliares de enfermería. El 13,5% eran médicos residentes y el 19,8% médicos de plantilla. La distribución por categoría profesional en la muestra es similar a la de población total de trabajadores del hospital durante la pandemia. 15,3 fueron los años promedio de experiencia profesional (DE = 10,9). El 54,3% trabajaba directamente en el cuidado de los pacientes con COVID-19 (los llamados trabajadores de “primera línea”). De los encuestados, el 17,1% declaró haber aumentado el consumo de alcohol y/o drogas de abuso durante el período analizado de la pandemia.

Hubo diferencias significativas en ciertas variables entre los que aumentaron el consumo de alcohol o utilizaron drogas de abuso, y los que no lo hicieron. Cabe destacar que los que aumentaron el consumo de alcohol/drogas durante el brote de COVID eran significativamente más jóvenes ($p = ,005$), y con una mayor puntuación total de GHQ-12 ($p = ,031$) que se interpreta como un mayor nivel de estrés psicológico o impacto emocional (Tabla 1). Las diferencias en el tipo de convivencia también fueron signifi-

Tabla 1. Incremento de consumo de alcohol/drogas de abuso y variables sociodemográficas.

Incremento de consumo de alcohol/drogas de abuso		n	Media	DE	Sig.
Edad media estimada	No	542	41,65	11,83	,005
	Sí	112	38,25	10,85	
Media de años de experiencia profesional	No	454	15,67	11,00	,071
	Sí	107	13,57	10,07	
Puntuación GHQ-12	No	534	16,62	5,40	,031
	Sí	110	17,85	5,79	

Nota. DE: desviación estándar.

GHQ-12: Cuestionario de Salud General de Goldberg, versión 12 ítems.

cativas (mayor porcentaje de convivencia sin dependientes a cargo entre los que aumentaron el consumo, $p = ,001$). Los que incrementaron el consumo de alcohol o drogas de abuso eran más frecuentemente profesionales sanitarios ($p = ,022$), habían trabajado en primera línea contra COVID-19 ($p = ,009$), y tenían una mayor representación de médicos de plantilla y residentes ($p = ,001$) (Tabla 2). Tam-

bién se observan diferencias significativas entre variables consideradas como factores de protección o riesgo: quienes han incrementado el consumo de alcohol/drogas de abuso presentan peores hábitos nutricionales ($p = ,001$), y también usan con más frecuencia psicótopos autoprescritos ($p = ,000$). No se apreciaron diferencias estadísticamente

Tabla 2. *Análisis de comparación de variables independientes vs Incremento de consumo de alcohol/drogas de abuso.*

		Incremento de consumo de alcohol/drogas de abuso				Chi cuadrado	Sig.
		No		Sí			
		n	%	n	%		
Sexo	Hombre	106	19,6%	30	27,0%	3,118	,095
	Mujer	436	80,4%	81	73,0%		
Tipo de convivencia	Sin personas a cargo	261	48,2%	74	66,1%	11,804	,001
	Con personas a cargo	280	51,8%	38	33,9%		
Profesional sanitario	Sí	433	79,9%	100	89,3%	5,435	,022
	No	109	20,1%	12	10,7%		
Contacto estrecho con COVID-19	Primera línea	273	50,4%	72	64,3%	7,213	,009
	Segunda línea	269	49,6%	40	35,7%		
Médico de plantilla y Residentes	Sí	166	30,6%	53	47,3%	11,614	,001
	No	376	69,4%	59	52,7%		
Screening positivo en GHQ-12	Sí	449	84,1%	93	84,5%	0,015	1,000
	No	85	15,9%	17	15,5%		

Nota. GHQ-12: Cuestionario de Salud General de Goldberg, versión 12 ítems.

Tabla 3. *Análisis de comparación de factores de riesgo y de protección vs Incremento de consumo de alcohol/drogas de abuso.*

		Incremento de consumo de alcohol/drogas de abuso				Chi cuadrado	Sig.
		No		Sí			
		n	%	n	%		
Presencia de sintomatología COVID-19	No	326	60,3%	60	53,6%	1,717	,206
	Sí	215	39,7%	52	46,4%		
Diagnóstico clínico de infección COVID-19	No	344	63,9%	76	69,1%	1,062	,326
	Sí	194	36,1%	34	30,9%		
Pérdida de allegado	No	420	78,1%	93	83,8%	1,816	,201
	Sí	118	21,9%	18	16,2%		
Actividad física regular	No	328	60,7%	75	67,0%	1,522	,240
	Sí	212	39,3%	37	33,0%		
Práctica de relajación/meditación/mindfulness	No	341	63,0%	69	61,6%	0,081	,830
	Sí	200	37,0%	43	38,4%		
Hábitos higiénicos de sueño	Inadecuado	277	51,1%	62	55,4%	0,672	,467
	Adecuado	265	48,9%	50	44,6%		
Hábitos nutricionales	Inadecuado	206	38,1%	62	55,9%	12,025	,001
	Adecuado	335	61,9%	49	44,1%		
Actividades de ocio	Inadecuado	368	68,3%	82	73,2%	1,060	,369
	Adecuado	171	31,7%	30	26,8%		
Interacción social	Inadecuado	232	42,9%	47	42,0%	0,032	,917
	Adecuado	309	57,1%	65	58,0%		
Exposición a información en medios y redes sociales	Inadecuado	198	37,0%	51	45,5%	2,844	,109
	Adecuado	337	63,0%	61	54,5%		
Antecedentes personales de enfermedad mental	No	453	84,2%	92	82,1%	0,290	,575
	Sí	85	15,8%	20	17,9%		
Autoprescripción de psicotropos	No	409	75,6%	64	57,1%	15,833	,000
	Sí	132	24,4%	48	42,9%		

Tabla 4. *Modelo de regresión.*

	B	E.T.	Wald	df	Sig.	Exp (B)	IC95% EXP(B)	
							Inferior	Superior
Sexo	,544	,270	4,043	1	,044	1,723	1,014	2,927
Tipo de convivencia	,659	,235	7,848	1	,005	1,934	1,219	3,067
Autoprescripción de psicotrópicos	,733	,243	9,122	1	,003	2,081	1,293	3,348
Hábitos nutricionales	,702	,242	8,433	1	,004	2,018	1,256	3,241
Médico de plantilla y Residentes	,614	,240	6,567	1	,010	1,847	1,155	2,954
Contacto estrecho con COVID-19	,450	,237	3,608	1	,058	1,568	,986	2,493
Actividades de ocio	-9,107	1,364	44,604	1	,000	,000		

Variables introducidas en el modelo: Sexo, edad media estimada, años de experiencia, profesional sanitario, presencia de sintomatología COVID-19, pérdida de allegado, antecedentes personales de enfermedad mental, tipo de convivencia, contacto estrecho con COVID-19, autoprescripción de psicótopos, hábitos nutricionales, hábitos higiénicos de sueño, actividades de ocio, interacción social, actividad física regular, médico de plantilla y residentes, puntuación GHQ-12.

significativas en cuanto a la presencia de antecedentes personales de enfermedad mental ($p = ,575$). (Tablas 2 y 3).

En el modelo de regresión logística (Tabla 4) destacan significativamente los siguientes hallazgos: ser varón se relacionaba con un incremento del riesgo de aumentar la ingesta de alcohol/drogas ilícitas en 1,723 (IC 95%: 1,014 a 2,927), si el resto de variables permanecían constantes. También el hecho de vivir solo o con una pareja (no tener personas dependientes a cargo) incrementaba el riesgo de aumentar el consumo de alcohol/drogas ilícitas en 1,934 (IC 95%: 1,014 a 2,927) frente al riesgo de quienes vivían con personas a su cargo. Si todos los valores de las otras variables del modelo permanecen constantes y se produce un uso de psicotrópicos autoprescritos, el riesgo de incrementar el consumo de alcohol/drogas de abuso aumenta 2,081 (95% CI: 1,293 a 3,348) veces más que el riesgo si no se autoprescribe el uso de psicotrópicos. Ser un médico de plantilla o un interno residente también fue un factor a considerar, aumentando en 1,847 (95% CI: 1,155 a 2,954) el riesgo de incrementar el uso de alcohol/drogas frente al del resto de categorías profesionales. Asimismo, trabajar en la primera línea de COVID-19 aumentó el riesgo de incrementar el uso de alcohol/drogas ilícitas en 1,658 (95% CI: 0,986 a 2,493). Finalmente, quienes tenían malos hábitos nutricionales tenían un riesgo de incrementar el consumo de alcohol/drogas ilícitas en 2,018 (95% CI: 1,256 a 3,241) más que quienes mantenían buenos hábitos.

Discusión

Un porcentaje elevado de la muestra reconoció un incremento de la ingesta de alcohol y/o drogas de abuso durante la primera ola de COVID-19. Quienes han incrementado dicha ingesta, respecto a quienes no lo han hecho, son más jóvenes, forman con más frecuencia parte del grupo de los profesionales sanitarios, con mayor representación de médicos de plantilla y residentes, han trabajado más frecuentemente en primera línea de atención a pacientes COVID-19, y viven en mayor porcentaje solos o sin personas a su cargo. Tienen además peores hábitos alimenta-

rios y refieren un mayor estrés medido a través de la escala GHQ-12. También con más frecuencia se han autoprescrito fármacos psicotrópicos para gestionar la ansiedad y el insomnio. Quienes habían incrementado el consumo de sustancias durante la pandemia no tenían una mayor frecuencia de antecedentes personales de seguimiento en Salud Mental.

Hasta la fecha, hay escasos informes sobre el uso indebido de alcohol y drogas en los trabajadores de la salud durante el brote de COVID-19 (Conroy et al., 2021; Gomes et al., 2020; Silczuk, 2020). Investigaciones previas han señalado un incremento significativo del consumo de alcohol entre los médicos que estaban confinados (Silczuk, 2020), pero también entre los trabajadores sanitarios sin importar si trabajaban de forma presencial o desde sus casas (Conroy et al., 2021). En este último estudio, el 8% de la muestra era consumidor de cannabis antes del confinamiento, refiriendo asimismo un aumento en la cantidad consumida de esta sustancia durante la pandemia COVID-19 (Conroy et al., 2021). El incremento del consumo de alcohol en otros estudios fue identificado como una manifestación concreta del empeoramiento global de los hábitos de salud entre los médicos, estando así relacionado con el aumento de peso y la disminución de la actividad física y sexual (Gomes et al., 2020).

En nuestra muestra, los profesionales más jóvenes que vivían sin personas dependientes a su cargo estaban más predispuestos a desarrollar un incremento del uso de alcohol o del consumo de drogas de abuso. Los médicos y los varones estaban más representados en este grupo, y la puntuación total en el GHQ-12 tendía a ser más alta entre ellos respecto al promedio de la muestra.

En algunos informes anteriores se ha señalado que los estudiantes de medicina/médicos residentes varones consumen alcohol con mayor regularidad en comparación con otros profesionales sanitarios (Lamberti et al., 2017). En nuestro estudio, se encontró una puntuación total de GHQ-12 más alta ($p = ,041$) en aquellos que incrementaron el uso de alcohol y/o drogas de abuso. Trabajar en primera línea durante la pandemia COVID-19 se asoció significativamente

te con el aumento del uso de alcohol y drogas ilícitas, también. Esto nos lleva a concluir que el uso de alcohol o drogas de abuso puede representar una estrategia de afrontamiento disfuncional para manejar los síntomas de ansiedad/insomnio, en un grupo de trabajadores de la salud que tienen menos experiencia y pueden ser más vulnerables al estrés, además de carecer de las herramientas de afrontamiento necesarias. En la población general, la automedicación para la ansiedad mediante el consumo de alcohol y drogas también se ha notificado con mayor frecuencia en personas más jóvenes y en las que están divorciadas o nunca se han casado (Robinson et al., 2009). Los que no se automedican son con mayor frecuencia mujeres (Robinson et al., 2009). En el contexto de la pandemia COVID-19, las investigaciones basadas en la población general han encontrado que los padres con al menos un hijo menor de 18 años tenían más riesgo de aumentar el consumo de alcohol (Wardell et al., 2020), lo que es contrario a nuestros hallazgos sobre la asociación de vivir sin personas dependientes con un mayor riesgo de abuso de alcohol/drogas.

Nuestro estudio incluye algunas limitaciones que merece la pena considerar. Es difícil, por un lado, estimar hasta qué punto quienes responden a la encuesta son una muestra representativa de los trabajadores del hospital, aunque la representación por categoría profesional de la muestra sí es similar a la de la población de estudio. Por otra parte, la variable que mide el incremento del consumo de sustancias presupone que esta es una estrategia de afrontamiento del estrés que generó la situación de pandemia. Supone también una limitación la ausencia de documentación de patrones previos de uso de alcohol y/o drogas en los sujetos del estudio, y la ausencia del uso de herramientas estandarizadas para estimar y cuantificar el consumo, utilizando exclusivamente el autoinforme genérico de los individuos. Esto podría a su vez estar condicionando la falta de correlación entre dicho consumo y los antecedentes previos de enfermedad mental. Asimismo, es probable que exista un sesgo de información al solicitar a los encuestados que recordaran eventos y datos acaecidos unos meses antes, y además en una situación de estrés y gran impacto emocional. Igualmente es más probable que respondieran al cuestionario aquellos que más sufrieron el impacto psicológico de la primera oleada (sesgo de selección). Por otro lado, el tipo de estudio realizado no permite establecer asociaciones causales sino relaciones entre variables.

La relevancia de estos hallazgos sobre los patrones de uso de drogas y alcohol en los trabajadores de los hospitales durante el brote de Covid-19, indica la necesidad de monitorizar la evolución de los sujetos que aumentaron su consumo de alcohol o tomaron drogas ilícitas para hacer frente a la ansiedad, y a adoptar intervenciones específicas de detección y terapéuticas que disminuya el impacto del uso indebido de sustancias en los trabajadores de los hospitales.

Conclusiones

Un porcentaje significativo de los trabajadores del hospital que lucharon contra el COVID-19 durante la primera oleada en el Hospital Universitario Ramón y Cajal, en Madrid, aumentó su consumo de alcohol y/o drogas de abuso. Dado el perfil que presenta este grupo de profesionales (mayor exposición al estrés y ausencia de otras estrategias de afrontamiento), se sugiere que el uso de alcohol y drogas de abuso hayan supuesto una estrategia fallida para afrontar el estrés y la ansiedad producidos por la situación de pandemia, en individuos que tienen menos experiencia y pueden ser más vulnerables a los mismos. Es importante implementar tanto las pruebas de detección como las intervenciones terapéuticas que favorezcan un enfoque adecuado de este importante problema de salud en los trabajadores de los hospitales.

Conflicto de intereses

Los autores declaran que no hay conflicto de intereses en este trabajo.

Referencias

- Alexandrova-Karamanova, A., Todorova, I., Montgomery, A., Panagopoulou, E., Costa, P., Baban, A.,... Mijakoski, D. (2016). Burnout and health behaviors in health professionals from seven European countries. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 89, 1059–1075. doi:10.1007/s00420-016-1143-5.
- Bensley, K. M., Seelig, A. D., Armenta, R. F., Rivera, A. C., Peterson, A. V., Jacobson, I. G.,... Williams, E. C. (2018). Posttraumatic stress disorder symptom association with subsequent risky and problem drinking initiation. *Journal of Addiction Medicine*, 12, 353–362. doi:10.1097/ADM.0000000000000420.
- Clay, J. M. y Parker, M. O. (2020). Alcohol use and misuse during the COVID-19 pandemic: A potential public health crisis? *Lancet Public Health*, 5. doi:10.1016/S2468-2667(20)30088-8.
- Conroy, D. A., Hadler, N. L., Cho, E., Moreira, A., MacKenzie, C., Swanson, L. M.,... Goldstein, C. A. (2021). The effects of COVID-19 stay-at-home order on sleep, health, and working patterns: A survey study of US health care workers. *Journal of Clinical Sleep Medicine*, 17, 185–191. doi:10.5664/jcsm.8808.
- Da, B. L., Im, G. Y. y Schiano, T. D. (2020). Coronavirus disease 2019 hangover: A rising tide of alcohol use disorder and alcohol-associated liver disease. *Hepatology*, 72, 1102–1108. doi:10.1002/hep.31307.
- Goldberg, D. P. y Hillier, V. F. (1979). A scaled version of the general health questionnaire. *Psychological Medicine*, 9, 139–145. doi:10.1017/S0033291700021644.

- Goldberg, D. P. y Williams, P. (1988). *A user's guide to the general health questionnaire*. Berks: Windsor: NFER-Nelson.
- Gomes, C. M., Favorito, L. A., Henriques, J. V. T., Canali, A. F., Anzolch, K. M. J., de Carvalho Fernandes, R.,... de Bessa, J. (2020). Impact of COVID-19 on clinical practice, income, health and lifestyle behavior of Brazilian urologists. *International Braz J Urol*, 46, 1042-1056. doi:10.1590/S1677-5538.IBJU.2020.99.15.
- Grotmol, K. S., Vaglum, P., Ekeberg, Ø., Gude, T., Aasland, O. G. y Tyssen, R. (2010). Alcohol expectancy and hazardous drinking: A 6-year longitudinal and nationwide study of medical doctors. *European Addiction Research*, 16, 17-22. doi:10.1159/000253860.
- Lamberti, M., Napolitano, F., Napolitano, P., Arnese, A., Crispino, V., Panariello, G. y di Giuseppe, G. (2017). Prevalence of alcohol use disorders among under- and post-graduate healthcare students in Italy. *PLoS ONE*, 12. doi:10.1371/journal.pone.0175719.
- Neill, E., Meyer, D., Toh, W. L., van Rheenen, T. E., Phillipou, A., Tan, E. J. y Rossell, S. L. (2020). Alcohol use in Australia during the early days of the COVID-19 pandemic: Initial results from the COLLATE project. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 74, 542-549. doi:10.1111/pcn.13099.
- Oreskovich, M. R., Shanafelt, T., Dyrbye, L. N., Tan, L., Sotile, W., Satele, D.,... Boone, S. (2015). The prevalence of substance use disorders in American physicians. *American Journal on Addictions*, 24, 30-38. doi:10.1111/ajad.12173.
- Pedersen, A. F., Sørensen, J. K., Bruun, N. H., Christensen, B. y Vedsted, P. (2016). Risky alcohol use in Danish physicians: Associated with alexithymia and burnout? *Drug and Alcohol Dependence*, 160, 119-126. doi:10.1016/j.drugalcdep.2015.12.038.
- Robinson, J., Sareen, J., Cox, B. J. y Bolton, J. (2009). Self-medication of anxiety disorders with alcohol and drugs: Results from a nationally representative sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 23, 38-45. doi:10.1016/j.janxdis.2008.03.013.
- Rodríguez, L. M., Litt, D. M. y Stewart, S. H. (2020). Drinking to cope with the pandemic: The unique associations of COVID-19-related perceived threat and psychological distress to drinking behaviors in American men and women. *Addictive Behaviors*, 110. doi:10.1016/j.addbeh.2020.106532.
- Romero-Rodríguez, E., Pérula De Torres, L. Á., Fernández García, J. Á., Parras Rejano, J. M., Roldán Villalobos, A. y Camaralles Guillén, F. (2019a). Alcohol consumption in Spanish primary health care providers: A national, cross-sectional study. *BMJ Open*, 9. doi:10.1136/bmjopen-2018-024211.
- Romero-Rodríguez, E., Pérula De Torres, L. Á., Parras Rejano, J. M., Leiva-Cepas, F., Camaralles Guillem, F., Fernández Márquez, R.,... Pérula De Torres, C. (2019b). Prevalence of hazardous alcohol use among Spanish primary care providers. *BMC Family Practice*, 20. doi:10.1186/s12875-019-0999-3.
- Sánchez-López, M. D. P. y Dresch, V. (2008). The 12-item general health questionnaire (GHQ-12): Reliability, external validity and factor structure in the Spanish population. *Psicothema*, 20, 839-843.
- Silczuk, A. (2020). Threatening increase in alcohol consumption in physicians quarantined due to coronavirus outbreak in Poland: The ALCODID survey. *Journal of Public Health*, 42, 461-465. doi:10.1093/pubmed/fdaa110.
- Tobias, J. S. P., da Silva, D. L. F., Ferreira, P. A. M., da Silva, A. A. M., Ribeiro, R. S. y Ferreira, A. S. P. (2019). Alcohol use and associated factors among physicians and nurses in northeast Brazil. *Alcohol*, 75, 105-112. doi:10.1016/j.alcohol.2018.07.002.
- Turner, S., Mota, N., Bolton, J. y Sareen, J. (2018). Self-medication with alcohol or drugs for mood and anxiety disorders: A narrative review of the epidemiological literature. *Depression and Anxiety*, 35, 851-860. doi:10.1002/da.22771.
- Voigt, K., Twork, S., Mittag, D., Göbel, A., Voigt, R., Klewer, J.,... Bergmann, A. (2009). Consumption of alcohol, cigarettes and illegal substances among physicians and medical students in Brandenburg and Saxony (Germany). *BMC Health Services Research*, 9, 219. doi:10.1186/1472-6963-9-219.
- Wardell, J. D., Kempe, T., Rapinda, K. K., Single, A., Bilevicius, E., Frohlich, J. R.,... Keough, M. T. (2020). Drinking to cope during COVID-19 pandemic: The role of external and internal factors in coping motive pathways to alcohol use, solitary drinking, and alcohol problems. *Alcoholism, Clinical and Experimental Research*, 44, 2073-2083. doi:10.1111/acer.14425.
- Wu, P., Liu, X., Fang, Y., Fan, B., Fuller, C. J., Guan, Z.,... Litvak, I. J. (2008). Alcohol abuse/dependence symptoms among hospital employees exposed to a SARS outbreak. *Alcohol and Alcoholism*, 43, 706-712. doi:10.1093/alcalc/agn073.

ORIGINAL

Rasgos de personalidad y psicopatología en adolescentes con adicción a videojuegos

Personality traits and psychopathology in adolescents with videogame addiction

MARTA SÁNCHEZ-LLORENS^{*,**}, MARÍA ISABEL MARÍ-SANMILLÁN^{**}, ANA BENITO^{**,***},
FRANCESC RODRÍGUEZ-RUIZ^{*,**}, FRANCISCA CASTELLANO-GARCÍA^{**}, ISABEL ALMODÓVAR^{*,**},
GONZALO HARO^{*,**}.

* Departamento de Psiquiatría, Consorcio Hospitalario Provincial de Castellón, Castellón, España.

** Grupo de investigación TXP, Departamento de Medicina, Universidad Cardenal Herrera-CEU, Castellón, España.

*** Unidad de salud mental de Torrente, Valencia, España.

Resumen

El trastorno por uso de videojuegos se incluyó recientemente en la 11ª edición de la Clasificación Internacional de Enfermedades. Se realizó un estudio transversal en cinco institutos, con una muestra final de 119 alumnos. El 6,4% ($n = 23$) de los sujetos tenía trastorno por uso de videojuegos. Los adolescentes con trastorno por uso de videojuegos mostraron bajos niveles de consciencia ($F = 7,82$; $p = ,001$) y amabilidad ($F = 3,31$; $p = ,041$); y puntuaron más alto en inadaptación escolar (SMC; $F = 9,230$; $p < ,001$) que los sanos. Obtuvimos dos funciones discriminantes que clasificaban correctamente al 60,5% ($Z_1 = 0,406 \times \text{Sexo} + 0,560 \times \text{Conciencia} - 0,677 \times \text{SMC}$; $Z_2 = 0,915 \times \text{Sexo} + 0,191 \times \text{Conciencia} + 0,326 \times \text{SMC}$). Los sujetos con adicción se diferenciaban de los sanos en presentar inadaptación escolar y baja consciencia, mientras que ambos grupos con adicción se diferenciaban en que los alumnos con adicción a videojuegos eran en mayor proporción varones. La probabilidad de trastorno por uso de videojuegos aumentaba si el sujeto era varón (OR [CI 95%] = 4,82 [1,17-19,81]; $p = ,029$) con inadaptación escolar (OR [CI 95%] = 1,08 [1-1,17]; $p = ,047$); mientras que el trastorno por uso de sustancias aumentaba si el sujeto presentaba neuroticismo (OR [CI 95%] = 1,07 [1-1,14]; $p < ,040$), desajuste clínico (OR [CI 95%] = 1,10 [1,01-1,20]; $p = ,020$), inadaptación escolar (OR [CI 95%] = 1,06 [1-1,13]; $p = ,048$), bajo ajuste personal (OR [CI 95%] = 0,94 [0,88-0,99]; $p = ,047$) y síntomas emocionales (OR [CI 95%] = 0,86 [0,78-0,96]; $p = ,006$).

Palabras clave: trastorno por uso de videojuegos predominantemente en línea, trastorno por uso de videojuegos, trastorno por uso de sustancias, personalidad, consciencia

Abstract

Gaming disorder (GD) was recently included in the 11th edition of the International Classification of Diseases. A cross-sectional study was conducted in five secondary schools, with a final sample of 119 students. A diagnosis of GD was made in 6.4% ($n = 23$) of this sample. Compared with healthy subjects, adolescents with GD showed low levels of conscientiousness ($F = 7.82$; $p = .001$) and agreeableness ($F = 3.31$; $p = .041$) and scored higher in school maladjustment (SMC; $F = 9.23$; $p < .001$). Two discriminating functions were obtained that allowed us to predict patient group allocation with a success rate of 60.5% ($Z_1 = 0.406 \times \text{Sex} + 0.560 \times \text{Conscientiousness} - 0.677 \times \text{SMC}$; $Z_2 = 0.915 \times \text{Sex} + 0.191 \times \text{Conscientiousness} + 0.326 \times \text{SMC}$). Subjects with addiction differed from healthy subjects in presenting school maladjustment and low conscientiousness, while both groups of subjects with addiction differed in that video game addiction was proportionally higher in boys. The probability of GD was higher if subjects were male (OR [95% CI] = 4.82 [1.17-19.81]; $p = .029$) and had school maladjustment (OR [95% CI] = 1.08 [1-1.17]; $p = .047$); while that of substance use disorder was higher if the subjects had neuroticism (OR [95% CI] = 1.07 [1-1.14]; $p < .040$), clinical maladjustment (OR [95% CI] = 1.10 [1.01-1.20]; $p = .020$), school maladjustment (OR [95% CI] = 1.06 [1-1.13]; $p = .048$), low personal adjustment (OR [95% CI] = 0.94 [0.88-0.99]; $p = .047$) and emotional symptoms (OR [95% CI] = 0.86 [0.78-0.96]; $p = .006$).

Key words: Internet gaming disorder (IGD), gaming disorder (GD), substance use disorder, personality, conscientiousness

■ Recibido: Octubre 2020; Aceptado: Julio 2021.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334

■ Enviar correspondencia a:

Gonzalo Haro. Departamento de Medicina, Universidad Cardenal Herrera-CEU, Calle Grecia 31. Castellón, 12002, España.
E-mail: gonzalo.haro@uchceu.es

El uso de videojuegos es una conducta que tiene cada vez más presencia en nuestra sociedad; en España es la principal opción de ocio audiovisual, tanto en el ámbito doméstico con el uso de las consolas (26%) o los PC (21%) y vía teléfonos móviles o dispositivos (21%). De hecho, aproximadamente 2,34 billones de personas consideran jugar a videojuegos una de las opciones de entretenimiento más valoradas (Asociación Española de Videojuegos –AEVI–, 2017; Statista, 2020). En 2018, los jugadores de videojuegos aumentaron un 6,2%, siendo el 59% hombres y el 41% mujeres. En cuanto a la frecuencia de juego, el 77,4% jugó todas las semanas, y los jóvenes españoles dedican una media de 6,2 horas semanales a los videojuegos, la mayoría adolescentes o preadolescentes (AEVI, 2017).

Este incremento implica la definición de unos criterios para detectar la adicción a videojuegos. Tras la inclusión en la quinta edición del Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales (Asociación Americana de Psiquiatría –APA–, 2013) del trastorno por uso de videojuegos como una condición pendiente de estudio adicional, el trastorno por uso de videojuegos se incluyó recientemente como un diagnóstico formal en la 11ª edición de la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-11) (Organización Mundial de la Salud –OMS–, 2018). La CIE se refiere tanto a juegos en línea como no en línea y diferencia entre el trastorno de videojuego y el juego de riesgo (Throuvala, Janikian, Griffiths, Rennoldson y Kuss, 2019). Los criterios de la CIE-11 incluyen (1) control deficiente sobre el juego (p. ej., inicio, frecuencia, intensidad, duración, fin y contexto); (2) aumento de la prioridad dada a jugar, en que los juegos tienen prioridad sobre otros intereses vitales y actividades diarias; y (3) continuación o escalada del juego a pesar de sus consecuencias negativas. El patrón conductual necesario para un diagnóstico de trastorno por uso de videojuegos debe ser de gravedad suficiente para causar un deterioro significativo en la funcionalidad a nivel personal, familiar, social, educacional, laboral, u otras áreas funcionales importantes (OMS, 2018). Dado que el trastorno por uso de videojuegos en Internet (IGD) no es un diagnóstico formal de adicción a videojuegos, este estudio no diferenciará entre el trastorno por uso de videojuegos en Internet y el trastorno por uso de videojuegos.

No hay una comprensión exhaustiva de la etiología de IGD, quizás porque actualmente es imposible diferenciar con claridad las conductas patológicas y no patológicas (Costa y Kuss, 2019). El desarrollo de conductas de juego problemáticas es complejo porque, a diferencia de las adicciones a sustancias, los juegos aportan algunos beneficios, incluso mejoras en las habilidades espaciales, mayor creatividad y habilidades de resolución de problemas (Chung, Sum y Chan, 2018; Granic, Lobel y Engels, 2014). Aunque ha sido difícil definir los factores de riesgo del uso problemático de videojuegos, son posibles candidatos ser varón, tener condiciones

psicopatológicas, tener impulsividad, el tiempo dedicado al juego y algunos subtipos de juegos en línea (Buiza-Aguado, Alonso-Canovas, Conde-Mateos, Buiza-Navarrete y Gentile, 2018; Gentile et al., 2017). Varios estudios indican que el sexo parece ser un predictor robusto de IGD porque, en comparación con las mujeres, los hombres son más propensos a usar videojuegos y a ser clasificados como jugadores problemáticos (Bouna-Pyrrou et al., 2018; Dong et al., 2018; Krossbakken et al., 2018). De hecho, se han identificado motivaciones de género para niveles más altos de juego, lo que sugiere que pueden ser necesarias diferentes intervenciones para hombres y mujeres para diseñar un enfoque equilibrado respecto al abordaje de los videojuegos (Brooks, Chester, Smeeton y Spencer, 2016).

Tampoco está clara la influencia de la edad en el IGD, pero la prevalencia es mayor en adolescentes (Paulus, Ohmann, Von Gontard y Popow, 2018). Aunque los adolescentes parecen ser los más vulnerables al IGD (Fam, 2018), las estimaciones de prevalencia reportadas para esta población varían ampliamente, entre 0,7% a 15,6%, según el método de medición, la edad y el área geográfica considerados. Un estudio reciente estimó una prevalencia de IGD entre 1%-10% en países occidentales (Chung et al., 2018; Saunders et al., 2017) y una prevalencia de IGD de 8,3% en una muestra de 708 adolescentes españoles (Buiza-Aguado et al., 2018); otros investigadores hallaron tasas similares de aproximadamente 6,1% (Chamarro et al., 2014) y 8,2% (Porter, Starcevic, Berle y Fenech, 2010).

Dos de los modelos más influyentes en los estudios sobre el juego son la interacción de Persona-Afecto-Cognición-Ejecución (I-PACE) y el Uso Compensatorio de Internet (CIU). El I-PACE (Brand, Young, Laier, Wölfling y Potenza, 2016) proporciona un marco teórico integrador en relación a los trastornos relacionados con Internet y postula que las características fundamentales de las personas –incluyendo personalidad, constitución biopsicológica, cogniciones sociales y psicopatología– constituyen los factores etiológicos involucrados en el desarrollo, el mantenimiento y la recaída de IGD (Kircaburun, Griffiths y Billieux, 2019). Del mismo modo, Paulus et al. (2018) sugirieron que el desarrollo de IGD requiere la interacción de varios factores internos, tales como una deficiente autoregulación, control del estado de ánimo y de las recompensas y problemas con la toma de decisiones y de factores externos, incluyendo antecedentes familiares y habilidades sociales deficientes. El modelo de CIU propone que un uso adictivo de Internet puede compensar necesidades insatisfechas (p. ej., de logro y pertenencia social, entre otras) o ayudar a afrontar el sufrimiento psicológico, p. ej., en personas con depresión, ansiedad o traumas (Kircaburun et al., 2019). Ambos modelos también proponen la hipótesis de que los rasgos de personalidad son factores predisponentes, mientras que la I-PACE sugiere que las interacciones entre factores de personalidad potencialmente predisponentes, las expectativas

del uso y estilos de afrontamiento disfuncionales podría ser uno de varios procesos importantes facilitadores del desarrollo de GD (Laier, Wegmann y Brand, 2018).

Respecto del modelo de los cinco grandes rasgos de personalidad, los autores están de acuerdo en que el neuroticismo tiene una asociación positiva con el IGD, y que hay una asociación negativa entre el GD y extraversión y responsabilidad (Borzikowsky y Bernhardt, 2018; Bouna-Pyrrou et al., 2018; Laier et al., 2018). Los escasos estudios que han explorado la asociación de los rasgos de los cinco grandes y el GD en adolescentes hallan una asociación consistente entre una baja responsabilidad y el IGD. Sin embargo, los resultados son menos contundentes respecto de otras dimensiones (extraversión, neuroticismo, amabilidad, apertura a nuevas experiencias) (López-Fernández, Mezquita, Griffiths, Ortet y Ibáñez, 2020). Otros rasgos de personalidad se han relacionado con el IGD, en particular impulsividad (Bouna-Pyrrou et al., 2018), menor autocontrol/auto-regulación, búsqueda de sensaciones, menor competencia social y empatía (Estévez, Jauregui y López-González, 2019), baja responsabilidad (González-Bueso et al., 2018a), tendencia al aburrimiento, conductas de riesgo (Paulus et al., 2018) y hostilidad y mayores niveles de agresión (Estévez et al., 2019; Kuss, 2013; Paulus et al., 2018). El IGD también se ha relacionado con baja autoestima, alexitimia, regulación emocional disfuncional (Bonnaire y Baptista, 2019) y psicoticismo (González-Bueso et al., 2018a). Según diferentes estudios y, por el contrario, perseverancia/determinación (Borzikowsky et al., 2018), resiliencia psicológica (Canale et al., 2019), reevaluación positiva (Kököneyi et al., 2019), responsabilidad, dependencia de la recompensa, complacencia y autodirección (Brand et al., 2016; González-Bueso et al., 2018a) también pueden ser factores protectores.

El GD se considera una conducta progresiva con un curso de cronicidad que puede resultar en importantes problemas sociales, físicos y de salud mental. Aunque algunos estudios han mostrado el impacto positivo de un uso moderado de videojuegos, algunas personas juegan de manera disfuncional y esta conducta se convierte en disruptiva, por tanto, con el potencial de cumplir los criterios para el diagnóstico de adicción (Throuvala et al., 2019). Décadas de investigación han mostrado que algunos adolescentes que usan videojuegos de forma persistente pueden tener efectos negativos entre leves y graves en su bienestar psicológico (King y Potenza, 2019) a niveles cognitivo, psicológico y emocional (Throuvala et al., 2019). Lehenbauer-Baum et al. (2015) informaron niveles más altos de psicopatología en jugadores adictivos, en comparación con controles sanos. Es más, las personas diagnosticadas con GD tienden a experimentar depresión, ansiedad, ansiedad social y hostilidad (Király et al., 2015), siendo depresión el síntoma más común. De hecho, las personas con adicción obtuvieron puntuaciones más altas en el Inventario de Depresión de

Beck y en el Inventario de Fobia Social y eran menos agradables, exhaustivos o emocionalmente estables, con una mayor severidad de intensidad de ira, culpa, ansiedad, y envidia entre jugadores con adicción, en comparación con controles (Naskar, Victor, Nath y Sengupta, 2016).

Mientras que el GD es común en el trastorno por déficit de atención con hiperactividad (TDAH) (Bhat, Prakash y Srivastava, 2019), el vínculo entre TDAH y videojuegos no es concluyente, y algunos autores no hallan asociación alguna entre el juego y TDAH (Lobel, Engels, Stone, Burk y Granic, 2017). En cuanto a su impacto social, algunos de los efectos secundarios reportados incluyen aislamiento social, cese de aficiones o actividades en compañía de otras personas, conflictos familiares y dificultades en las relaciones interpersonales (Chung et al., 2018). Hay mayor concienciación pública de que el GD es un trastorno grave con consecuencias negativas, como fracaso escolar y problemas familiares y relacionales (Borzikowsky et al., 2018), y muchos autores están de acuerdo en que existe una asociación consolidada entre juego problemático y bajo rendimiento académico (Chung et al., 2018; Lobel et al., 2017; Naskar et al., 2016). Solo un estudio mostró una asociación indirecta entre el juego estratégico de videojuegos y un rendimiento académico mayor, lo que sugiere la posibilidad de que algunos subtipos de videojuegos pueden impactar de forma positiva en el rendimiento académico (Adachi y Willoughby, 2013).

En comparación con otras adicciones, el GD muestra mecanismos neurales idénticos a los trastornos por uso de sustancias (TUS) y muchas otras adicciones conductuales, como el juego patológico (Bhat et al., 2019). Aunque hay dos tipos diferentes de adicciones, con frecuencia coexisten porque ambas involucran mecanismos biológicos idénticos o similares (Kuss, Pontes y Griffiths, 2018). Además, el uso problemático de videojuegos comparte una base psicopatológica en común con otras adicciones, incluido sesgo de atención, bajo control inhibitorio e impulsividad, y características psicopatológicas como depresión, baja autoestima y aislamiento (Buiza-Aguado et al., 2018). Los síntomas en pacientes con GD se asemejan a los fenómenos específicos de la adicción comparables con los observados en los TUS, incluidos el craving y los síntomas de abstinencia, tales como estados de tolerancia y sensaciones desagradables (Kim et al., 2017). Además, igual que ocurre en otras conductas adictivas, el GD se ha asociado con muchos rasgos de personalidad disfuncionales. De hecho, el neuroticismo podría representar un factor de riesgo de salud general que predispone a las personas a la adicción; puntuaciones más altas en neuroticismo están relacionadas con el GD y con la propensión a sentir ansiedad, depresión y culpa (Bouna-Pyrrou et al., 2018).

Aunque no existe un consenso respecto de todos los rasgos de personalidad involucrados en el GD, varios estudios han analizado el peso de la personalidad en el desarrollo

de GD, así como su relación con los TUS u otros factores, tales como relaciones interpersonales, dinámicas familiares o estrategias de regulación emocional. Sin embargo, muy pocos estudios empíricos han examinado la relación entre la personalidad y la psicopatología en el GD y la implicación de estas variables en el GD y los TUS nunca se ha establecido con claridad. Este estudio tuvo como objetivo (1) identificar los rasgos de personalidad implicados en el desarrollo de GD en una población adolescente; (2) comprender la diferencia entre los rasgos de personalidad de los adolescentes con TUS y GD; (3) aclarar la relación entre GD, psicopatología y rendimiento académico; y (4) establecer la base científica para desarrollar programas de prevención de adicciones para determinados tipos de personalidad en la población adolescente.

Proponemos las siguientes hipótesis empíricas: (1) Ciertos rasgos de personalidad predisponen a conductas adictivas en general, siendo la baja responsabilidad un factor de riesgo para el desarrollo de GD; (2) La psicopatología como ansiedad, depresión y ansiedad social, se encuentra en sujetos con GD; (3) El GD está relacionado con inadaptación escolar y bajo rendimiento académico.

Método

Diseño

Estudio observacional, transversal con componentes descriptivos y analíticos.

Participantes

La muestra inicial estaba formada por 397 alumnos de tercer o cuarto curso de educación secundaria obligatoria, de cuatro colegios privados o concertados y de un colegio de secundaria pública de la provincia de Castellón. Estos centros educativos fueron seleccionados mediante muestreo intencional, según disponibilidad y ubicación geográfica. Utilizamos el software G*Power (versión 3.1) para calcular la necesidad de un tamaño muestral mínimo de $N = 111$ para realizar un ANOVA con tres grupos, un intervalo de confianza de 95% a una potencia de 80% y con un tamaño del efecto de 0,30.

Se seleccionaron los participantes con una adicción a videojuegos (puntuación por encima de la puntuación de corte en CERV y GASA; $n = 23$) o con una adicción a sustancias (por encima del umbral en al menos dos de los cuestionarios CRAFFT, POSIT y AUDIT; $n = 37$). Se excluyó a los participantes que obtuvieron puntuaciones por encima del punto de corte en solo uno de los cuestionarios de sustancias o videojuegos porque, aunque no podrían considerarse sanos, un solo cuestionario es insuficiente para un diagnóstico adecuado. También excluimos a aquellos con adicciones a ambos sustancias y videojuegos. De los restantes participantes sanos (los que puntuaron por debajo del punto de corte en todos los cuestionarios), 59 fueron selec-

cionados aleatoriamente para obtener una muestra final de 119 alumnos. La figura 1 muestra el diagrama de flujo del muestreo.

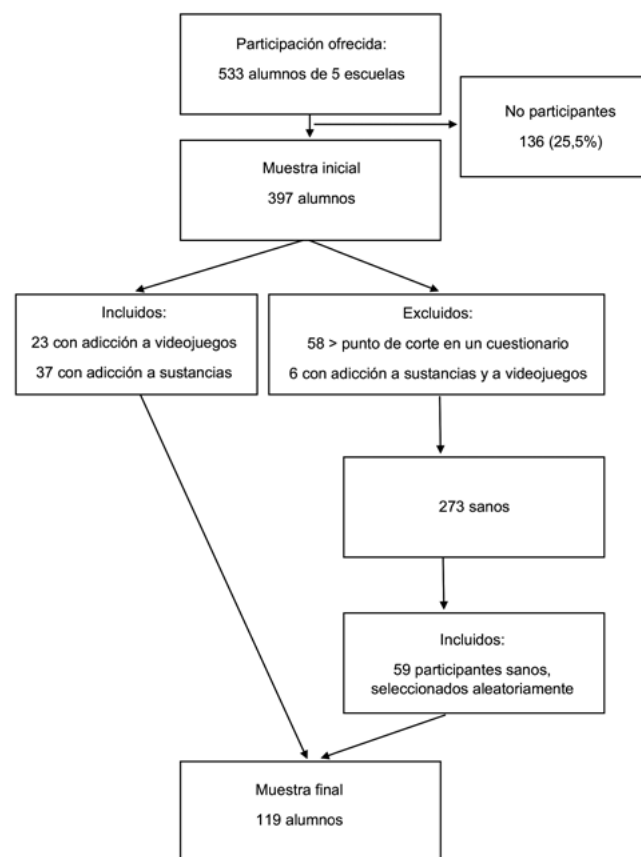


Figura 1. Diagrama de flujo del muestreo.

Instrumentos de medición

La escala del Cuestionario de experiencias asociadas a los videojuegos (CERV, Questionnaire of Experiences Associated with Video games) evalúa el uso problemático de los videojuegos no masivos. Consta de 17 ítems sobre preocupación, negación, aumento de la tolerancia, efectos negativos, reducción de actividades, pérdida de control, evasión y deseo de jugar. El punto de corte fue ≥ 26 , considerando las puntuaciones entre 26 y 38 como problema potencial y las puntuaciones entre 39 y 68 como problema grave. Los coeficientes alfa de Cronbach para las subescalas son: 0,869 para consecuencias negativas y 0,861 para dependencia y evasión, con un alfa de Cronbach total de 0,912 (Chamarro et al., 2014). El alfa de Cronbach en la muestra fue de 0,95.

La Escala de Adicción al Juego para Adolescentes (GASA, Game Addiction Scale for Adolescents) evalúa la adicción a videojuegos. Consta de 7 ítems correspondientes a 7 dimensiones (saliencia, tolerancia, emoción, recaída, abstinencia, conflictividad y problemas) agrupados en un factor de orden superior: adicción. Los elementos se pun-

túan de forma dicotómica y luego se suman los elementos positivos; el punto de corte fue ≥ 4 . La fiabilidad de la adaptación española es el alfa de Cronbach de 0,81 (Lloret, Morell, Marzo y Tirado, 2018), valor que supera el criterio de 0,70 y que es coherente con los publicados por los autores originales (Lemmens, Valkenburg y Peter, 2009), quienes obtienen alta confiabilidad, tanto en la escala de 21 ítems (primera muestra, alfa de Cronbach de 0,94; segunda muestra, alfa de Cronbach de 0,92), como en la escala de 7 ítems (primera muestra, alfa de Cronbach de 0,86; segunda muestra, alfa de Cronbach de 0,81) (Lloret et al., 2018). El Alfa de Cronbach de esta muestra fue 0,92.

La prueba de detección de abuso (CRAFT, Abuse Screening Test) es una herramienta diseñada para usar con adolescentes para evaluar el consumo de riesgo de alcohol y otras sustancias. Consta de 6 ítems dicotómicos (sí/no) y el punto de corte fue ≥ 2 ítems positivos. El nivel de consistencia interna obtenido en la validación psicométrica española fue de 0,74, un nivel similar al obtenido en el estudio de validación original de Knight, Sherritt, Shrier, Harris y Chang (2002), que obtuvo una consistencia interna de 0,72. En el estudio mencionado, la sensibilidad fue de 92% y la especificidad de 82%, habiendo obtenido en la versión española una sensibilidad de 74,4% y una especificidad de 96,4% (Rial et al., 2019). El alfa de Cronbach en la muestra fue de 0,91.

El Instrumento para la evaluación de problemas propios de la adolescencia (POSIT, Problem Oriented Screening Instrument for Teenagers) es un instrumento común, utilizado internacionalmente para el cribado del consumo de riesgo de alcohol y otras drogas en adolescentes. También consta de 17 ítems dicotómicos (sí/no) y tiene un punto de corte de ≥ 2 ítems positivos. Este instrumento muestra un buen comportamiento psicométrico en su versión en español, con altos valores de consistencia interna (alfa de Cronbach de 0,82), sensibilidad (94,3%) y especificidad (83,9%) (Araujo, Golpe, Braña, Varela y Rial, 2018). Respecto de los datos hallados por otros estudios, la consistencia interna de las escalas medidas por el alfa de Cronbach varió en las pruebas utilizadas en el test (0,40 - 0,79) y en el retest (0,45 - 0,87) (Knight, Goodman, Pulerwitz y Durant, 2001). Los índices de sensibilidad y especificidad indican valores de 95% y 79%, respectivamente (Latimer, Winters y Stinchfield, 1997). El Alfa de Cronbach de esta muestra fue 0,84.

Por último, el Cuestionario de Identificación de los Trastornos debidos al Consumo de Alcohol (AUDIT, Alcohol Use Disorders Identification Test) es una prueba de cribado desarrollada en colaboración con la Organización Mundial de la Salud que se utiliza para detectar el consumo excesivo de alcohol. Consta de 10 preguntas y se puntúa sobre un total de 40 puntos; las puntuaciones totales de ≥ 8 en hombres y de ≥ 6 en mujeres indican el consumo de riesgo y nocivo, así como una posible dependencia al alcohol (Babor, Higgings-Biddle, Saunders y Monteiro, 2000).

La consistencia interna estaría entre 0,75 y 0,94. En general, los índices de consistencia interna son de aproximadamente 0,80 (Allen, Litten, Fertig y Babor, 1997). Tiene una sensibilidad de entre 57-59% y una especificidad de entre 91-96% (Álvarez, Gallego, Latorre y Bermejo, 2001). El Alfa de Cronbach de esta muestra fue 0,84.

El cuestionario de personalidad Big Five para niños y adolescentes (BFQ-NA) es una adaptación del modelo de personalidad Big Five (Barbaranelli et al., 2013). Consta de 65 ítems. Las cinco dimensiones evaluadas son (a) Conciencia: autonomía, orden, precisión, perseverancia y cumplimiento de normas y compromisos; (b) Apertura: incluye elementos de algunos factores intelectuales, creatividad e intereses culturales; (c) Extraversión: sociabilidad, actividad, entusiasmo, asertividad y autoconfianza; (d) Amabilidad: tendencia hacia el altruismo, prosocialidad y grado de cooperación y sensibilidad hacia otros y sus necesidades; y (e) Neuroticismo: tendencia a ser neurótico y sentirse incómodo, expresado como cambios de humor, ansiedad, depresión, descontento e irritabilidad. El alfa de Cronbach en su versión original varía entre 0,74 y 0,90 para cada uno de los factores (Caprara y Zimbardo, 1996). Del Barrio, Carrasco y Holgado-Tello (2006) obtuvieron una adecuada confiabilidad (alfa de Cronbach entre 0,78 y 0,88; test-retest entre 0,62 y 0,84). Por subescalas, la consistencia fue: alfas de 0,87 para conciencia; 0,82 para amabilidad; 0,83 para inestabilidad emocional; 0,76 para extraversión; 0,75 para apertura. Por último, hubo una consistencia interna para el total de la escala de 0,86 (Soto et al., 2011). El Alfa de Cronbach de esta muestra fue 0,60.

El sistema multidimensional para la evaluación de la conducta (BASC, Behavior Assessment System for Children) es otro sistema de evaluación de la conducta en niños y adolescentes (Reynolds y Kamphaus, 2004) que contiene cinco componentes que se pueden utilizar juntos o individualmente: este estudio utilizó el autoinforme (S3) y un cuestionario para padres (P3). La consistencia interna de las dimensiones globales varía entre 0,76 y 0,96, con un valor medio de 0,91 (Reynolds y Kamphaus, 2004). El alfa de Cronbach en la muestra para S3 fue 0,69 y para P3 fue 0,84. El BASC es multidimensional porque mide numerosos aspectos de la conducta y la personalidad, incluidas las dimensiones adaptativas e inadaptadas (patológicas). El S3 proporciona datos de escalas clínicas y cuatro dimensiones globales: inadaptación escolar (SMC), inadaptación clínica (CMC), ajuste personal (PAC) y el índice de síntomas emocionales (ESI). La SMC mide la actitud hacia la escuela y los profesores, así como la búsqueda de sensaciones; puntuaciones altas están relacionadas con la psicopatología, el riesgo de absentismo escolar y la tendencia a adoptar conductas nuevas o de riesgo. La CMC mide la atipicidad, el locus de control, la ansiedad y la somatización; puntuaciones altas se asocian con angustia emocional, sentimientos de impotencia o falta de motivación, ansiedad e incluso

síntomas psicóticos. El PAC mide las escalas de Relaciones con los padres, Relaciones interpersonales, Autoestima y Autosuficiencia. El ESI es un indicador global autoinformado de trastornos emocionales graves, en particular trastornos internalizantes; se compone de cuatro escalas del compuesto Problemas internalizantes (estrés social, ansiedad, depresión y sensación de insuficiencia) y dos escalas del PAC (autoestima y autosuficiencia). Los cuestionarios de evaluación P3 miden las conductas inadaptadas. Por último, como dimensión global, el BASC nos permitió calcular cuatro valores: Problemas externalizantes, Problemas internalizantes, Habilidades adaptativas e Índice de síntomas conductuales.

Procedimiento

Para acceder a la muestra de interés, contactamos con los equipos directivos de los cinco centros educativos y les explicamos la finalidad del estudio en una reunión presencial. A continuación, se envió una carta a todos los padres de los alumnos de tercero o cuarto de educación secundaria obligatoria de estos centros para solicitar su autorización para la participación de sus hijos en este estudio. Las pruebas fueron administradas a los alumnos por dos psicólogos independientes de nuestro equipo educativo entre octubre y diciembre de 2018 durante dos días consecutivos durante una hora y media durante las sesiones de clase específicamente planificadas para este fin. Los padres de los participantes recibieron sus cuestionarios por correo postal y nos devolvieron las encuestas completadas a través de sus respectivas escuelas. Ni las familias ni los adolescentes recibieron retribución alguna por su colaboración.

Análisis estadístico

Utilizamos el software SPSS (v21, IBM Corp., Armonk, NY) para analizar las relaciones entre las variables estudiadas. Comparamos las características sociodemográficas entre los sujetos incluidos y excluidos mediante pruebas *t* para variables cuantitativas y chi cuadrado para variables categóricas. Los resultados alcanzaron significancia cuando $p < ,05$. Comparamos los grupos estudiados mediante pruebas de chi cuadrado para variables categóricas. Calculamos las correlaciones entre las variables de personalidad y psicopatológicas y las escalas de cribado de adicciones. Debido a la correlación entre algunas variables cuantitativas, realizamos un análisis de varianza multivariante (MANOVA) utilizando el grupo diagnóstico (adicción a sustancias, adicción a videojuegos o sanos) como variable independiente y edad, cursos repetidos, y responsabilidad, apertura, extraversión, afabilidad y neuroticismo del BFQ como variables dependientes; y el índice de inadaptación clínica, inadaptación escolar, ajuste personal, índice global de síntomas emocionales, problemas externalizantes, problemas internalizantes, habilidades de adaptación e índice global de síntomas conductuales del BASC. Aplicamos la

corrección de Bonferroni. Especificamos estas diferencias utilizando un ANOVA unidireccional, y las pruebas post hoc de Tukey cuando las varianzas eran homogéneas y de Games-Howell cuando no lo eran. Se calculó el tamaño del efecto (ES) como eta cuadrado parcial y la potencia observada ($1-\beta$). Utilizando las variables en las que se encontraron diferencias significativas en el ANOVA y la prueba de chi cuadrado, mediante análisis discriminante, obtuvimos dos ecuaciones que nos permitieron predecir las categorizaciones de los participantes. Por último, utilizando las variables en las que se hallaron diferencias significativas en el ANOVA y el chi cuadrado, empleamos regresión logística multinomial para obtener variables que nos permitieran predecir la categorización de grupos. Cada variable fue controlada por todas las demás incluidas en el análisis.

Aspectos éticos

Se cumplieron en todo momento los principios de la Declaración de Helsinki y del Convenio del Consejo de Europa (Asociación Médica Mundial, 2013). La confidencialidad y la privacidad de los datos de los participantes fueron garantizados de acuerdo con la ley del Reglamento General de Protección de Datos (GDPR) de mayo de 2016 (Parlamento Europeo y Consejo, 2016). Los alumnos y tutores legales incluidos en este estudio firmaron un consentimiento informado previo a su participación. El protocolo general del estudio fue autorizado por el Ministerio de Educación, Investigación, Cultura y Deporte (CN00A/2018/25/S), el Comité de Ética de la Universidad Cardenal Herrera-CEU (CEI18/112) y la Comisión de Investigación del Hospital Provincial de Castellón (3-16/12/19).

Resultados

En la muestra inicial ($N = 397$), el 46,9% ($n = 168$) era sano, el 9,3% ($n = 37$) tenía adicción a alguna sustancia, el 6,4% ($n = 23$) tenía adicción a videojuegos, el 34,6% ($n = 124$) puntuó por encima del punto de corte en al menos un cuestionario de adicción, y el 1,6% ($n = 6$) tenía una adicción tanto a sustancias como a videojuegos. En la muestra final ($n = 119$), el 49,6% ($n = 59$) era sano, el 31,1% ($n = 37$) tenía adicción a sustancias y el 19,3% ($n = 23$) tenía adicción a videojuegos. La tabla 1 muestra la comparación entre los sujetos incluidos y excluidos de la muestra final. No existen diferencias de edad, sexo y cursos repetidos; sin embargo, una mayor proporción de los sujetos incluidos en el estudio vivía con el padre o la madre solo y una menor proporción con ambos progenitores.

La tabla 2 muestra las correlaciones entre las variables de personalidad y psicopatológicas y las escalas de cribado de adicciones en la muestra final. El MANOVA informó que hubo diferencias entre los grupos en las variables estudiadas ($F = 1,907$; $p = ,007$; $ES: ,287$; ($1-\beta$) = 0,995). La tabla 3 muestra las puntuaciones medias de la muestra fi-

nal, así como las puntuaciones desglosadas por grupo y las comparaciones entre grupos por ANOVA. Con respecto al grupo de abuso de sustancias, los sujetos sanos obtuvieron

Tabla 1. Características sociodemográficas y comparaciones entre los participantes incluidos (n = 119) y excluidos (n = 278) en el estudio.

VARIABLE		INCLUIDOS EXCLUIDOS		t/ χ^2 p
		(N = 119) X/N SE/%	(N = 278) X/N SE/%	
EDAD		14,85 0,79	14,80 0,71	,624 ,533
SEXO	Hombres	48 40,3	122 44	,467 ,494
	Mujeres	71 59,7	155 56	
CONVIVENCIA**	Ambos progenitores	68 65,4	202 82,4	12,167 ,002
	Solo padre o madre	33 31,7	39 15,9	
	Otros familiares	3 2,9	4 1,6	
CURSOS REPETIDOS		0,33 0,62	0,22 0,53	1,485 ,139

Nota. **p < ,001.

puntuaciones más altas en Responsabilidad ($p = ,005$) y Apertura ($p = ,015$); y puntuaciones más bajas en Neuroticismo ($p = ,006$), Inadaptación clínica ($p = ,008$) e Inadaptación escolar ($p < ,001$). Con respecto al grupo de adicción a videojuegos, los sujetos sanos obtuvieron puntuaciones más altas en Responsabilidad ($p = ,005$) y Amabilidad ($p = ,045$); y puntuaciones más bajas en Inadaptación escolar ($p = ,027$). Las pruebas post hoc no alcanzaron significación en Ajuste personal y en el Índice global de síntomas emocionales. No se identificaron diferencias significativas entre los grupos de adicción a videojuegos y adicción a sustancias. Por chi cuadrado, había más varones que hembras en el grupo con adicción a videojuegos ($\chi^2 = 7,87$; $p = ,020$). No hubo diferencias en la convivencia ($\chi^2 = 5,816$; $p = ,213$).

Creamos dos funciones que podrían predecir la asignación grupal de estos alumnos con una tasa general de éxito de 60,5% (sanos 81,4%, adicción a sustancias 40,5% y adicción a videojuegos 39,1%). Estas ecuaciones son:

$$Z1 = ,406 \times \text{Sexo} + ,560 \times \text{Responsabilidad} - ,677 \times \text{SMC}$$

$$Z2 = ,915 \times \text{Sexo} + ,191 \times \text{Responsabilidad} + ,326 \times \text{SMC}$$

La figura 2 muestra el diagrama de dispersión para estas funciones discriminantes. El primero tenía un eigenvalor

Tabla 2. Correlaciones entre variables de personalidad y psicopatológicas y las escalas de cribado de adicciones.

	CRAFTT r p	POSIT r p	AUDIT r p	CERV r p	GASA r p
RESPONSABILIDAD	-0,211 0,022*	-0,263 0,004**	-0,158 0,187	-0,165 0,073	-0,154 0,098
APERTURA	-0,084 0,366	-0,174 0,059	-0,129 0,285	-0,046 0,616	-0,072 0,441
EXTRAVERSIÓN	0,001 0,990	-0,050 0,592	0,065 0,591	-0,059 0,526	-0,049 0,598
AMABILIDAD	-0,107 0,247	-0,146 0,112	-0,061 0,612	-0,224 0,014*	-0,222 0,017*
NEUROTICISMO	0,125 0,176	0,407 <0,001**	0,349 0,003**	0,083 0,367	0,076 0,420
INADAPTACIÓN CLÍNICA	0,209 0,023*	0,471 <0,001**	0,446 <0,001**	0,099 0,287	0,098 0,299
INADAPTACIÓN ESCOLAR	0,172 0,063	0,344 <0,001**	0,317 0,007**	0,159 0,086	0,173 0,065
AJUSTE PERSONAL	-0,123 0,185	-0,169 0,068	-0,238 0,047*	-0,183 0,048*	-0,127 0,175
ÍNDICE GLOBAL DE SÍNTOMAS EMOCIONALES	0,068 0,462	0,177 0,055	0,206 0,088	0,320 <0,001**	0,300 0,001**
PROBLEMAS EXTERNALIZANTES	0,163 0,103	0,156 0,120	0,309 0,018*	0,067 0,508	0,067 0,509
PROBLEMAS INTERNALIZANTES	0,068 0,498	0,185 0,063	0,154 0,243	-0,095 0,345	-0,061 0,546
HABILIDADES DE ADAPTACIÓN	-0,100 0,321	-0,146 0,144	-0,142 0,287	-0,057 0,574	-0,020 0,844
ÍNDICE GLOBAL DE SÍNTOMAS CONDUCTUALES	0,046 0,647	0,178 0,074	0,149 0,265	0,030 0,768	0,031 0,765

Nota. *p < ,01 *p < ,05.

Tabla 3. Puntuaciones medias (n = 119) y comparaciones entre grupos.

VARIABLE	OS	H	SA	VGA	F p	ES 1-β
EDAD	14,85 0,79	14,88 0,87	15 0,66	14,56 0,72	0,830 0,440	0,019 0,188
CURSOS REPETIDOS	0,33 0,62	0,42 0,10	0,31 0,09	0,13 0,09	1,438 0,243	0,033 0,300
RESPONSABILIDAD**	52,07 1,69	56,23 1,51	48 8,90	47,95 1,01	7,826 0,001	0,157 0,945
APERTURA*	53,90 1,31	56,67 1,76	5,32 8,19	52,56 1,55	4,283 0,017	0,093 0,732
EXTRAVERSIÓN	48,74 11,22	5,16 1,86	48 11,17	46,30 12,16	0,787 0,459	0,018 0,180
AMABILIDAD*	5,29 9,96	52,91 1,51	49,05 8,83	45,56 8,31	3,316 0,041	0,073 0,614
NEUROTICISMO**	53,72 11,98	49,15 1,70	6,32 1,79	54,82 12,09	5,049 0,008	0,107 0,805
INADAPTACIÓN CLÍNICA**	52,14 11,41	47,72 9,23	58,10 12,01	53,69 11,01	4,989 0,009	0,106 0,800
INADAPTACIÓN ESCOLAR**	51,47 11,29	46,55 9,76	57,21 1,80	54,65 1,49	9,230 <0,001	0,180 0,973
AJUSTE PERSONAL*	45,20 12,75	49,01 11,63	41,40 12,32	41,69 13,77	3,340 0,040	0,074 0,617
ÍNDICE GLOBAL DE SÍNTOMAS EMOCIONALES*	53,93 12,45	49,84 9,63	56,35 11,79	6,34 16,12	4,087 0,020	0,089 0,711
PROBLEMAS EXTERNALIZANTES	47,51 1,63	45,29 8,25	51 13,03	48,55 11,64	2,017 0,139	0,046 0,406
PROBLEMAS INTERNALIZANTES	48,59 12,03	47,42 8,41	52,27 14,13	46,31 16,17	1,259 0,289	0,029 0,267
HABILIDADES DE ADAPTACIÓN	52,20 1,84	53,74 9,74	5,03 12,61	51,11 1,81	1,023 0,364	0,024 0,223
ÍNDICE GLOBAL DE SÍNTOMAS CONDUCTUALES	47,56 11,82	45,61 1,77	5,48 13,18	48,72 12,09	1,078 0,345	0,025 0,233

Nota. OS: Muestra general (N = 119), H: Sanos, SA: Adicción a sustancias, VGA: Adicción a videojuegos, ES: Tamaño del efecto por eta cuadrado parcial, *p < ,005, **p < ,001.

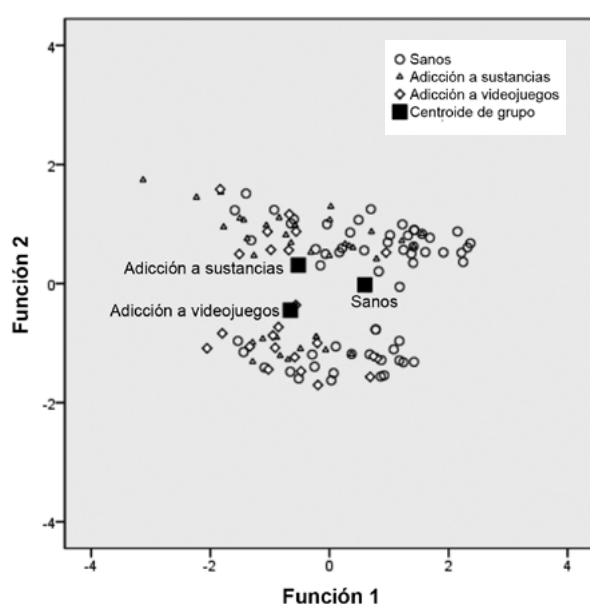


Figura 2. Diagrama de dispersión para predecir la inclusión de participantes en la adicción a videojuegos, adicción a sustancias, o grupos sanos por dos funciones discriminantes, incluyendo sexo, responsabilidad e inadaptación escolar.

de 0,352 y explicaba el 83,2% de la varianza; el segundo tenía un eigenvalor de 0,071 y explicaba el 16,8% de la varianza.

Por último, la tabla 4 muestra el resultado de la regresión logística multinomial incluyendo las variables que resultaron significativas en el ANOVA. Este modelo explica el 47,4% ($pseudo R^2 = 0,474$) de la varianza y clasifica correctamente al 72% de los participantes (sanos = 77,6%, adicción a sustancias = 73% y adicción a videojuegos = 56,5%). Las variables que predijeron adicción a sustancias eran neuroticismo ($p = ,040$), inadaptación clínica ($p = ,020$), inadaptación escolar ($p = ,048$) e índice global de síntomas emocionales ($p = ,006$). Las variables que predijeron los trastornos por uso de videojuegos fueron ser varón ($p = ,029$) e inadaptación escolar ($p = ,047$).

Discusión

Este estudio tuvo como objetivo principal explorar la relación entre IGD, personalidad y psicopatología, así como su delimitación como nuevo diagnóstico de adicción y sus

Tabla 4. Regresión logística multinomial (Categoría de referencia: Sanos).

VARIABLE	ADICCIÓN A SUSTANCIAS		ADICCIÓN A VIDEOJUEGOS	
	OR (IC 95%) p	AUC (IC 95%) p	OR (IC 95%) p	AUC (IC 95%) p
SEXO: VARÓN	1,59 (0,48-5,28) 0,441		4,82 (1,17-19,81) 0,029*	0,34 (0,22-0,47) 0,024*
RESPONSABILIDAD	0,92 (0,83-1,02) 0,130		0,89 (0,79-1,00) 0,053	
APERTURA	1,01 (0,92-1,11) 0,718		1,09 (0,99-1,21) 0,072	
AMABILIDAD	1,03 (0,95-1,11) 0,431		0,97 (0,88-1,07) 0,606	
NEUROTICISMO	1,07 (1,00-1,14) 0,040*	0,71 (0,62-0,81) <0,001**	0,98 (0,91-1,05) 0,688	
INADAPTACIÓN CLÍNICA	1,10 (1,01-1,20) 0,020*	0,71 (0,62-0,82) <0,001**	0,95 (0,85-1,05) 0,352	
INADAPTACIÓN ESCOLAR	1,06 (1,00-1,13) 0,048*	0,72 (0,63-0,81) <0,001**	1,08 (1,00-1,17) 0,047*	0,61 (0,49-0,74) 0,78
AJUSTE PERSONAL	0,94 (0,88-0,99) 0,047*	0,34 (0,23-0,44) 0,006**	1,02 (0,92-1,13) 0,621	
ÍNDICE GLOBAL DE SÍNTOMAS EMOCIONALES	0,86 (0,78-0,96) 0,006*	0,60 (0,49-0,71) 0,079	1,10 (0,98-1,24) 0,098	

Nota. OR: Razón de Momios, AUC: Área bajo la curva, IC: Intervalo de confianza.

diferencias con la adicción a sustancias. Este conocimiento es fundamental para posicionar el IGD como una adicción conductual pero también, dada la asociación entre la SMC y este trastorno, para facilitar el desarrollo de programas de prevención de IGD.

Respecto de la personalidad, se ha encontrado una asociación positiva entre IGD y neuroticismo, así como una asociación negativa entre IGD y extraversión y responsabilidad (Borzikowsky et al., 2018; Bouna-Pyrrou et al., 2018; Laier et al., 2018). De hecho, el neuroticismo y la responsabilidad no solo están asociadas con IGD, sino también con una propensión general a desarrollar trastornos adictivos (Dash et al., 2019). De manera coherente, las ecuaciones discriminantes hallaron una diferencia entre personas sanas y personas con adicción respecto de la responsabilidad, según los estudios que encuentran que la responsabilidad es un factor protector contra la adicción (Dash et al., 2019), y una asociación negativa entre IGD y responsabilidad (Vollmer, Randler, Horzum y Ayas, 2014). Respecto de la adicción a sustancias, la mayoría de los estudios solo ana-

lizó un número limitado de rasgos o se centró en una sola sustancia, lo que dificulta la integración del cuerpo de evidencia en cuanto a otros rasgos o sustancias. Sin embargo, la baja responsabilidad parece estar asociada de manera consistente con el consumo de tabaco, marihuana, heroína o cocaína (Terracciano, Löckenhoff, Crum, Bienvenu y Costa, 2008).

En la regresión, el neuroticismo predijo la adicción a sustancias, pero no a videojuegos. Nuestros resultados muestran que el neuroticismo fue un factor de riesgo para la adicción a sustancias. Aunque el neuroticismo es un rasgo de personalidad relevante en la población adulta, no encontramos asociación entre neuroticismo e IGD de manera coherente con estudios previos realizados con adolescentes. Esto podría deberse a que la inestabilidad emocional es menos importante en la población más joven con GD que en la adulta (López-Fernández et al., 2020). También podría deberse a que la diferencia entre personas sanas y con adicción a sustancias en esta variable es tan considerable que enmascara la posible diferencia entre personas sanas y con adicción a videojuegos. De hecho, los estudios que detectan una relación entre neuroticismo y responsabilidad y adicción a videojuegos hacen una comparación directa con personas sanas, sin incluir la comparación con personas con adicción a sustancias (Bouna-Pyrrou et al., 2018; Laier et al., 2018).

No encontramos asociación significativa entre IGD y extraversión. Esto podría deberse a que los introvertidos, en general, prefieren tener relaciones que reducen la comunicación presencial y se sienten más cómodos en el anonimato de Internet (Braun, Stopfer, Müller, Beutel y Egloff, 2016). Es más, hoy hay una amplia disponibilidad de géneros de videojuegos, lo que permite para algunos que el uso de videojuegos sirva como una forma de conectarse con sus compañeros y fortalecer sus vínculos relacionales. De hecho, muchos videojuegos tienen un diseño multijugador y anima a la colaboración entre jugadores, apoyando la hipótesis de que los juegos cooperativos pueden promover un comportamiento prosocial (Lobel et al., 2017).

Respecto de la psicopatología, en comparación con controles sanos, nuestros resultados mostraron puntuaciones más altas en SMC tanto para las personas con adicción a sustancias como con IGD, sin diferencias significativas entre estas adicciones. Si bien algunos autores proponen que el uso de las nuevas tecnologías y los medios electrónicos puede ser útil para crear una conducta social positiva, prevenir la violencia y mejorar el rendimiento académico (Khatib et al., 2018), la mayoría de los autores se ha centrado en la fuerte asociación entre IGD y bajo rendimiento académico, lo que incluye hacer caso omiso a las tareas escolares y el empeoramiento de las calificaciones (Buiza-Aguado et al., 2018; Naskar et al., 2016; Singh, 2019). De hecho, algunos autores proponen que el empeoramiento del rendimiento académico debe considerarse una herramienta de cribado

o señal de alerta en las entrevistas clínicas para diagnosticar IGD (Sussman, Harper, Stahl y Weigle, 2018). Hemos mostrado una relación significativa entre ambas adicciones y las puntuaciones altas en SMC; aunque no se estableció una relación directa entre IGD y fracaso escolar, podemos afirmar que una mala actitud hacia la escuela y los profesores y SMC se relacionan con IGD.

Nuestros datos también indican que un buen ajuste personal era un factor protector contra la adicción a sustancias. Dicho de otra forma, las personas con autoconfianza y que estaban satisfechas en sus relaciones con sus iguales y familiares estaban mejor capacitadas para gestionar sus emociones y afrontar las dificultades cotidianas y, por tanto, más protegidas contra el desarrollo de una adicción.

Otros han informado de una asociación entre IGD y depresión, ansiedad y fobia social (González Bueso et al., 2018a; Krossbakken et al., 2018). Sin embargo, en nuestro estudio las puntuaciones en CMC y ESI se relacionaron con la adicción a sustancias, pero no con la adicción a videojuegos. Una vez más, la diferencia entre personas sanas y con adicción a sustancias podría enmascarar la diferencia con personas con adicción a videojuegos. Sin embargo, no sabemos si la conducta adictiva es una consecuencia o un desencadenante de la psicopatología, por lo que la relación entre psicopatología y adicción sigue sin estar clara (González-Bueso et al., 2018b). De manera similar, desconocemos si un problema psiquiátrico específico conduce al desarrollo de IGD, o si sus consecuencias negativas provocan trastornos psiquiátricos (González-Bueso et al., 2018b). Sin embargo, la ausencia de diferencias estadísticas entre ambas adicciones en este estudio sugiere que puede haber una base neurobiológica común o rasgos de personalidad compartidos que, en general, podría predisponer a las personas a una conducta adictiva. Esto significaría que otros factores determinarían el desarrollo de una adicción u otra. Por ejemplo, en nuestro estudio, ser varón aumentó la probabilidad de adicción a videojuegos. Esto también está respaldado por el hecho de que muchos rasgos de personalidad son factores protectores contra conductas adictivas, sin discriminar entre sustancias o adicciones conductuales. Por tanto, quizás nuestros hallazgos resultaron del hecho de que adicción y psicopatología comparten mecanismos subyacentes biológicos, sociodemográficos o psicológicos, aumentando la vulnerabilidad de las personas a ambas y, por tanto, explicando su concurrencia (González-Bueso et al., 2018a).

Según la revisión de King et al. (2018), la mayoría de los programas de prevención utiliza estrategias selectivas (dirigidas a una subpoblación con mayor riesgo de desarrollar IGD) e involucra módulos de psicoeducación diseñados para ayudar a los participantes a comprender el uso problemático de videojuegos; enseñar técnicas de gestión del estrés y de autocontrol; desarrollar relaciones sociales; establecer límites temporales y gestionar el tiempo de uso de Internet; e identificar actividades alternativas. En este

estudio encontramos que el perfil de participantes con IGD es ser varón, con baja responsabilidad y SMC. Por tanto, los módulos para ayudar a prevenir IGD probablemente tendrían mayor efectividad si (1) detectan angustia emocional o psicopatología (es decir, trabajan la autoconciencia) y enseñan estrategias de regulación emocional; (2) fomentan la responsabilidad; y (3) exploran adaptaciones y actitudes hacia la escuela.

Es importante interpretar nuestros hallazgos a la luz de sus limitaciones. Primero, todavía no existe consenso sobre cuáles criterios diagnósticos o instrumentos psicométricos deben aplicarse para los estudios sobre IGD; algunas de las pruebas que utilizamos omitieron variables importantes, tales como tipo de videojuego, tiempo de juego o rendimiento académico, que posteriormente limitaron las comparaciones con otros estudios y la extrapolación de nuestras conclusiones. Aunque el texto utiliza los términos trastorno por uso de videojuegos predominantemente en línea (IGD), trastorno por uso de videojuegos (GD) y trastornos por uso de sustancias (TUS), dado que estas categorías fueron obtenidas a través de las pruebas de cribado, los lectores pueden considerarlas como un alto riesgo de trastorno en lugar de como trastornos en sí. Segundo, el diseño transversal de este estudio implica el no establecimiento de causalidad; los estudios longitudinales podrían ayudar a establecer la causalidad y a detectar la direccionalidad de la relación entre adicciones y psicopatología. También sería útil continuar con el estudio de los rasgos de personalidad en las conductas adictivas y respecto de distintos tipos de videojuegos, lo que podría ser útil para el desarrollo de programas de prevención más específicos, enfocados hacia determinados rasgos de personalidad. Tercero, aunque los sujetos incluidos y excluidos del estudio no mostraron diferencias en cuanto a sexo, edad o haber repetido curso, sí que hubo diferencias respecto de la convivencia, con una mayor proporción de sujetos que vive con un solo progenitor. Esto podría suponer un sesgo de selección debido a la inclusión de todos los sujetos con adicción, ya que la adicción se ha relacionado con la pérdida parental y la separación o el divorcio de los padres (Abasi y Mohammadkhani, 2016).

En conclusión, altos niveles de responsabilidad son protectores e inadaptación escolar es un factor de riesgo para desarrollar adicción, tanto a sustancias como a videojuegos. La ecuación que predijo la clasificación en los grupos estudiados incluyó las variables sexo masculino, responsabilidad y SMC. Los factores de riesgo para desarrollar GD fueron sexo masculino y SMC. Los factores de riesgo para desarrollar TUS fueron neuroticismo, CMC, SMC, ESI y PAC bajo.

Contribuciones de los autores

MSMI, BA y HG conceptualizaron el artículo. HG obtuvo las fuentes de financiación y las autorizaciones éticas. MSMI, AI y CGF recopilaron los datos. SLM y RRF reali-

zaron el control de calidad para todos los datos. SLM coordinó las actividades relacionadas con las bases de datos. BA realizó el análisis de datos. SLM redactó el artículo. Todos los autores contribuyeron a los borradores posteriores y se encargaron de revisar y aprobar el manuscrito final. HG supervisó el estudio y la elaboración del artículo íntegro.

Reconocimientos

Todos los autores agradecen el apoyo económico de la Universidad Cardenal Herrera – CEU, CEU Universities (IDOC18-07 y proyectos precompetitivos 2019-2020) y la Fundación de Investigación del Hospital Provincial de Castellón (CAF 20-007; 20-017).

Conflicto de intereses

Todos los autores declaran la inexistencia de conflicto de interés.

Referencias

- Abasi, I. y Mohammadkhani, P. (2016). Family risk factors among women with addiction-related problems: An integrative review. *International Journal of High Risk Behaviors and Addiction*, 5. doi:10.5812/ijhrba.27071.
- Adachi, P.J. C. y Willoughby, T. (2013). More than just fun and games: The longitudinal relationships between strategic video games, self-reported problem solving skills, and academic grades. *Journal of Youth and Adolescence*, 42, 1041-1052. doi:10.1007/s10964-013-9913-9.
- Álvarez, S., Gallego, P., Latorre, C. y Bermejo, F. (2001). Papel del Test AUDIT (Alcohol use disorders identification test) para la detección de consumo excesivo de alcohol en Atención Primaria. *Revista de Medicina de Familia y Comunitaria*, 11, 553-557.
- Allen, J. P., Litten, R. Z., Fertig, J. B. y Babor, T. (1997). A review of research on the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT). *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 21, 613-619.
- Asociación Americana de Psiquiatría (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). Arlington, VA: American Psychiatric Publishing.
- Asociación española de videojuegos (2017). *The Yearbook of Videogames 2017*. Recuperado de http://www.aevi.org.es/web/wp-content/uploads/2018/07/AEVI_Anuario2017.pdf.
- Asociación Médica Mundial. (2013). Declaration of Helsinki: Ethical principles for medical research involving human subjects. *JAMA*, 310, 2191-2194. doi:10.1001/jama.2013.281053.
- Araujo, M., Golpe, S., Braña, T., Varela, J. y Rial, A. (2018). Psychometric validation of the POSIT for screening alcohol and other drugs risk consumption among adolescents. *Adicciones*, 30, 130-139. doi:10.20882/adicciones.958.
- Barbaranelli, C., Caprara, G. V., Rabasca, A., Barrio, M. V., Carrasco Ortiz, M. A. y Holgado-Tello, F. P. (2013). *BFQ-NA: Cuestionario "Big Five" de personalidad para niños y adolescentes: Manual (3a ed. rev.)*. Madrid: TEA.
- Babor, T. F., Higgins-Biddle, J. C., Saunders, J. B. y Monteiro, M. G. (2000). *The alcohol use disorders identification test: Guidelines for use in primary care (Audit)*. World Health Organization. Recuperado de https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/67205/WHO_MSD_MSB_01.6a.pdf;jsessionid=36D81C1C16BCE8647809E7DDEA7B57EE?sequence=1.
- Bhat, P. S., Prakash, J. y Srivastava, K. (2019). Game of thorns: Modern day opium. *Medical journal Armed Forces India*, 75, 130-133. doi:10.1016/j.mjafi.2018.12.006.
- Bonnaire, C. y Baptista, D. (2019). Internet gaming disorder in male and female young adults: The role of alexithymia, depression, anxiety and gaming type. *Psychiatry Research*, 272, 521-530. doi:10.1016/j.psychres.2018.12.158.
- Borzikowsky, C. y Bernhardt, F. (2018). Lost in virtual gaming worlds: Grit and its prognostic value for online game addiction. *American Journal on Addictions*, 27, 433-438. doi:10.1111/ajad.12762.
- Bouna-Pyrrou, P., Aufleger, B., Braun, S., Gattnar, M., Kallmayer, S., Wagner, H.,... Lenz, B. (2018). Cross-sectional and longitudinal evaluation of the social network use disorder and internet gaming disorder criteria. *Frontiers in Psychiatry*, 9, 692. doi:10.3389/fpsyt.2018.00692.
- Brand, M., Young, K. S., Laier, C., Wölfling, K. y Potenza, M. N. (2016). Integrating psychological and neurobiological considerations regarding the development and maintenance of specific Internet-use disorders: An Interaction of Person-Affect-Cognition-Execution (I-PACE) model. *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*, 71, 252-266. doi:10.1016/j.neubiorev.2016.08.033.
- Braun, B., Stopfer, J. M., Müller, K. W., Beutel, M. E. y Egloff, B. (2016). Personality and video gaming: Comparing regular gamers, non-gamers, and gaming addicts and differentiating between game genres. *Computers in Human Behavior*, 55, 406-412.
- Brooks, F. M., Chester, K. L., Smeeton, N. C. y Spencer, N. H. (2016). Video gaming in adolescence: Factors associated with leisure time use. *Journal of Youth Studies*, 19, 36-54. doi:10.1080/13676261.2015.1048200.
- Buiza-Aguado, C., Alonso-Canovas, A., Conde-Mateos, C., Buiza-Navarrete, J. J. y Gentile, D. (2018). Problematic video gaming in a young Spanish population: Association with psychosocial health. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, 21, 388-394. doi:10.1089/cyber.2017.0599.
- Canale, N., Marino, C., Griffiths, M. D., Scacchi, L., Monaci, M. G. y Vieno, A. (2019). The association

- between problematic online gaming and perceived stress: The moderating effect of psychological resilience. *Journal of Behavioral Addictions*, 8, 174-180. doi:10.1556/2006.8.2019.01.
- Caprara, G. V. y Zimbardo, P. G. (1996). Aggregation and amplification of marginal deviations in the social construction of personality and maladjustment. *European Journal of Personality*, 10, 79-110.
- Chamarro, A., Carbonell, X., Manresa, J. M., Munoz-Mirallés, R., Ortega-Gonzalez, R., Lopez-Morron, M. R.,... Toran-Monserrat, P. (2014). The questionnaire of experiences associated with video games (CERV): An instrument to detect the problematic use of video games in Spanish adolescents. *Adicciones*, 26, 303-311.
- Chung, T., Sum, S. y Chan, M. (2018). Time to call for a global public health approach in prevention of the onset and progression of problematic gaming. *Journal of Behavioral Addictions*, 7, 548-552. doi:10.1556/2006.7.2018.86.
- Costa, S. y Kuss, D. J. (2019). Current diagnostic procedures and interventions for gaming disorders: A systematic review. *Frontiers in Psychology*, 10, 578. doi:10.3389/fpsyg.2019.00578.
- Dash, G. F., Slutske, W. S., Martin, N. G., Statham, D. J., Agrawal, A. y Lynskey, M. T. (2019). Big Five personality traits and alcohol, nicotine, cannabis, and gambling disorder comorbidity. *Psychology of Addictive Behaviors*, 33, 420-429. doi:10.1037/adb0000468.
- Del Barrio, V., Carrasco, M. y Holgado-Tello, F. (2006). Análisis transversal de los cinco factores de personalidad por sexo y edad en niños españoles. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 38, 567-577.
- Dong, G., Zheng, H., Liu, X., Wang, Y., Du, X. y Potenza, M. N. (2018). Gender-related differences in cue-elicited cravings in Internet gaming disorder: The effects of deprivation. *Journal of Behavioral Addictions*, 7, 953-964. doi:10.1556/2006.7.2018.118.
- Estévez, A., Jauregui, P. y López-González, H. (2019). Attachment and behavioral addictions in adolescents: The mediating and moderating role of coping strategies. *Scandinavian Journal of Psychology*, 60, 348-360. doi:10.1111/sjop.12547.
- Fam, J. Y. (2018). Prevalence of internet gaming disorder in adolescents: A meta-analysis across three decades. *Scandinavian Journal of Psychology*, 59, 524-531. doi:10.1111/sjop.12459.
- Gentile, D. A., Bailey, K., Bavelier, D., Brockmyer, J. F., Cash, H., Coyne, S. M.,... Young, K. (2017). Internet gaming disorder in children and adolescents. *Pediatrics*, 140 (Supl. 2), 81-85. doi:10.1542/peds.2016-1758H.
- González-Bueso, V., Santamaría, J. J., Fernández, D., Merino, L., Montero, E., Jiménez-Murcia, S.,... Ribas, J. (2018a). Internet gaming disorder in adolescents: Personality, psychopathology and evaluation of a psychological intervention combined with parent psychoeducation. *Frontiers in Psychology*, 9, 787. doi:10.3389/fpsyg.2018.00787.
- González-Bueso, V., Santamaría, J. J., Fernández, D., Merino, L., Montero, E. y Ribas, J. (2018b). Association between internet gaming disorder or pathological video-game use and comorbid psychopathology: A comprehensive review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 15, 668. doi:10.3390/ijerph15040668.
- Granic, I., Lobel, A. y Engels, R. C. (2014). The benefits of playing video games. *The American Psychologist*, 69, 66-78. doi:10.1037/a0034857.
- Khatib, M. N., Sinha, A., Gaidhane, A. M., Simkhada, P., Behere, P. B., Saxena, D.,... Syed, Z. Q. (2018). A systematic review on effect of electronic media among children and adolescents on substance abuse. *Indian Journal of Community Medicine*, 43 (Supl. 1), 66-72. doi:10.4103/ijcm.IJCM_116_18.
- Kim, Y. J., Lim, J. A., Lee, J. Y., Oh, S., Kim, S. N., Kim, D. J.,... Choi, J. S. (2017). Impulsivity and compulsivity in Internet gaming disorder: A comparison with obsessive-compulsive disorder and alcohol use disorder. *Journal of Behavioral Addictions*, 6, 545-553. doi:10.1556/2006.6.2017.069.
- King, D. L., Delfabbro, P. H., Doh, Y. Y., Wu, A., Kuss, D. J., Pallesen, S.,... Sakuma, H. (2018). Policy and prevention approaches for disordered and hazardous gaming and internet use: An international perspective. *Prevention Science*, 19, 233-249. doi:10.1007/s11121-017-0813-1.
- King, D. L. y Potenza, M. N. (2019). Not playing around: Gaming disorder in the International Classification of Diseases (ICD-11). *The Journal of Adolescent Health*, 64, 5-7. doi:10.1016/j.jadohealth.2018.10.010.
- Király, O., Urbán, R., Griffiths, M. D., Ágoston, C., Nagygyörgy, K., Kökönyei, G. y Demetrovics, Z. (2015). The mediating effect of gaming motivation between psychiatric symptoms and problematic online gaming: An online survey. *Journal of Medical Internet Research*, 17. doi:10.2196/jmir.3515.
- Kircaburun, K., Griffiths, M. D. y Billieux, J. (2019). Psychosocial factors mediating the relationship between childhood emotional trauma and internet gaming disorder: A pilot study. *European Journal of Psychotraumatology*, 10. doi:10.1080/20008198.2018.1565031.
- Knight, J. R., Goodman, E., Pulerwitz, T. y Durant R.H. (2001). Reliability of the Problem Oriented Screening Instrument for Teenagers (POSIT) in adolescents medical practice. *Journal of Adolescent Health*, 29, 125-130.
- Knight, J. R., Sherritt, L., Shrier, L. A., Harris, S. K. y Chang, G. (2002). Validity of the CRAFFT substance abuse screening test among adolescent clinical patients. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 156, 607-614. doi:10.1001/archpedi.156.6.607.

- Kököneyi, G., Kocsel, N., Király, O., Griffiths, M. D., Galambos, A., Magi, A.,... Demetrovics, Z. (2019). The role of cognitive emotion regulation strategies in problem gaming among adolescents: A nationally representative survey study. *Frontiers in Psychiatry*, 10, 273. doi:10.3389/fpsyt.2019.00273.
- Krossbakken, E., Pallesen, S., Mentzoni, R. A., King, D. L., Molde, H., Finserås, T. R. y Torsheim, T. (2018). A cross-lagged study of developmental trajectories of video game engagement, addiction, and mental health. *Frontiers in Psychology*, 9, 2239. doi:10.3389/fpsyg.2018.02239.
- Kuss, D. J. (2013). Internet gaming addiction: Current perspectives. *Psychology Research and Behavior Management*, 6, 125-137. doi:10.2147/PRBM.S39476.
- Kuss, D. J., Pontes H. M. y Griffiths M. D. (2018). Neurobiological correlates in internet gaming disorder: A systematic literature review. *Frontiers in Psychiatry*, 9, 166. doi:10.3389/fpsyt.2018.00166.
- Laier, C., Wegmann, E. y Brand, M. (2018). Personality and cognition in gamers: Avoidance expectancies mediate the relationship between maladaptive personality traits and symptoms of internet-gaming disorder. *Frontiers in Psychiatry*, 9, 304. doi:10.3389/fpsyt.2018.00304.
- Latimer, W., Winters, K. C. y Stinchfield, R. D. (1997). Screening for drug abuse among adolescents in clinical and correctional settings using the problem oriented screening instrument for teenagers. *American Journal of Drug and Alcohol Abuse*, 23, 79-98. doi:10.3109/00952999709001689.
- Lehenbauer-Baum, M., Klaps, A., Kovacovsky, Z., Witzmann, K., Zahlbruckner, R. y Stetina, B. U. (2015). Addiction and engagement: An explorative study toward classification criteria for internet gaming disorder. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, 18, 343-349. doi:10.1089/cyber.2015.0063.
- Lemmens, J. S., Valkenburg, P. M. y Peter, J. (2009). Development and validation of a game addiction scale for adolescents. *Media Psychology*, 12, 77-95.
- Lloret, D., Morell, R., Marzo, J. C. y Tirado, S. (2018). Spanish validation of Game Addiction Scale for Adolescents (GASA). *Atención Primaria*, 50, 350-358. doi:10.1016/j.aprim.2017.03.015.
- Lobel, A., Engels, R. C., Stone, L. L., Burk, W. J. y Granic, I. (2017). Video gaming and children's psychosocial wellbeing: A longitudinal study. *Journal of Youth and Adolescence*, 46, 884-897. doi:10.1007/s10964-017-0646-z.
- López-Fernández, F. J., Mezquita, L., Griffiths, M. D., Ortet, G. y Ibáñez, M. I. (2020). The role of personality on disordered gaming and game genre preferences in adolescence: Gender differences and person-environment transactions. *Adicciones*, 33, 263-272. doi:10.20882/adicciones.1370.
- Naskar, S., Victor, R., Nath, K. y Sengupta, C. (2016). "One level more:" A narrative review on internet gaming disorder. *Industrial Psychiatry Journal*, 25, 145-154. doi:10.4103/ipj.ipj_67_16.
- Organización Mundial de la Salud. (2018). *11th edition of the International Classification of Diseases*. Recuperado de [https://www.who.int/news/item/18-06-2018-who-releases-new-international-classification-of-diseases-\(icd-11\)](https://www.who.int/news/item/18-06-2018-who-releases-new-international-classification-of-diseases-(icd-11)).
- Parlamento Europeo y Consejo. (2016). Regulation (EU) 2016/679 of the European Parliament and of the Council of 27 April 2016 on the protection of natural persons with regard to the processing of personal data and on the free movement of such data, and repealing Directive 95/46/EC (General Data Protection Regulation). Recuperado de <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=CELEX%3A02016R0679-20160504>.
- Paulus, F. W., Ohmann, S., Von Gontard, A. y Popow, C. (2018). Internet gaming disorder in children and adolescents: A systematic review. *Developmental Medicine and Child Neurology*, 60, 645-659. doi:10.1111/dmcn.13754.
- Porter, G., Starcevic, V., Berle, D. y Fenech, P. (2010). Recognizing problem video game use. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 44, 120-128. doi:10.3109/00048670903279812.
- Reynolds, C. R. y Kamphaus, R. W. (2004). *BASC: Sistema de evaluación de la conducta de niños y adolescentes: Manual*. Madrid: TEA.
- Rial, A., Kim-Harris, S., Knight, J., Araujo, M., Gómez, P., Braña, T.,... Golpe, S. (2019). Empirical validation of the CRAFFT abuse screening test in a Spanish sample. *Adicciones*, 31, 160-169. doi:10.20882/adicciones.1105.
- Saunders, J. B., Hao, W., Long, J., King, D. L., Mann, K., Fauth-Bühler, M.,... Poznyak, V. (2017). Gaming disorder: Its delineation as an important condition for diagnosis, management, and prevention. *Journal of Behavioral Addictions*, 6, 271-279. doi:10.1556/2006.6.2017.039.
- Singh, M. (2019). Compulsive digital gaming: An emerging mental health disorder in children. *Indian Journal of Pediatrics*, 86, 171-173. doi:10.1007/s12098-018-2785-y.
- Soto, G., Ferrándiz, C., Sáinz, M., Ferrando, M., Prieto, M. D., Bermejo, R. y Hernández, D. (2011). Características psicométricas del cuestionario de personalidad BFQ-NA (Big five questionnaire- niños y adolescentes). *Aula Abierta*, 39, 13-24.
- Statista (2020). *La industria de los videojuegos en España*. Recuperado de <https://es.statista.com/temas/2851/industria-del-videojuego-en-espana/>.
- Sussman, C. J., Harper, J. M., Stahl, J. L. y Weigle, P. (2018). Internet and video game addictions: Diagnosis, epidemiology, and neurobiology. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America*, 27, 307-326. doi:10.1016/j.chc.2017.11.015.
- Terracciano, A., Löckenhoff, C. E., Crum, R. M., Bienvenu, O. J. y Costa, P. T. Jr. (2008). Five-factor model

- personality profiles of drug users. *BMC Psychiatry*, 8, 22. doi:10.1186/1471-244X-8-22.
- Throuvala, M. A., Janikian, M., Griffiths, M. D., Renoldson, M. y Kuss, D. J. (2019). The role of family and personality traits in Internet gaming disorder: A mediation model combining cognitive and attachment perspectives. *Journal of Behavioral Addictions*, 8, 48-62. doi:10.1556/2006.8.2019.05.
- Vollmer, C., Randler, C., Horzum, M. B. y Ayas, T. (2014). Computer game addiction in adolescents and its relationship to chronotype and personality. *SAGE Open*, 4, 1-9. doi:10.1177/2158244013518054.

ORIGINAL

Evolución de la mortalidad atribuible al alcohol en España según edad, sexo, causa de muerte y tipo de bebedor (2001-2017)

Evolution of mortality attributable to alcohol in Spain according to age, sex, cause of death and type of drinker (2001-2017)

MARTA DONAT^{*,**}, LUIS SORDO^{**,***}, MARÍA JOSÉ BELZA^{*,**}, JUAN HOYOS^{***}, ENRIQUE REGIDOR^{**,***}, GREGORIO BARRIO^{*,**}.

* Escuela Nacional de Sanidad. Instituto de Salud Carlos III, Madrid.

** Centro de Investigación Biomédica en Red de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP).

*** Departamento de Salud Pública y Materno-infantil, Facultad de Medicina, Universidad Complutense de Madrid.

Resumen

En España no hay estimaciones recientes de la mortalidad atribuible a alcohol con datos de consumo de alcohol españoles. El objetivo es estimarla y conocer la evolución entre 2001 y 2017 en personas ≥ 15 años, según sexo, edad, periodo, causa de muerte y tipo de bebedor. Se utilizó el enfoque causa específico y la ecuación de Levin. El consumo de las encuestas se corrigió por subestimación con respecto a las estadísticas de ventas y se consideró el consumo pasado y los atracones de alcohol. El número medio anual de muertes atribuibles a alcohol en 2010-2017 fue 14.927, un 58,6% prematuras (<75 años). La tasa de mortalidad atribuible a alcohol estandarizada por edad fue 39,4/ 100.000 habitantes, representando un 3,9% de la mortalidad general. Usando porcentajes estandarizados un 68,7% correspondió a bebedores de alto riesgo. Las causas de mortalidad atribuible a alcohol más frecuentes fueron cáncer (43,8%) y enfermedades digestivas (32,9%). La tasa de mortalidad atribuible a alcohol fue 3,5 veces mayor en hombres que en mujeres (con cocientes más elevados para jóvenes y causas externas). Entre 2001-2009 y 2010-2017 la tasa media anual disminuyó un 16,8% (60,7% en 15-34 años; 19,4% en hombres y 9,8% en mujeres). La contribución de los bebedores de alto riesgo y de las enfermedades digestivas y causas externas al riesgo de mortalidad atribuible a alcohol disminuyó ligeramente entre los dos periodos, mientras que aumentó la contribución del cáncer y enfermedades circulatorias. Estas estimaciones son conservadoras. La contribución del alcohol a la mortalidad general es importante en España, requiriendo medidas colectivas para reducirla.

Palabras clave: alcohol, mortalidad atribuible, España, tipo de consumo, causa de muerte

Abstract

There are no recent estimates of alcohol-attributable mortality in Spain with Spanish alcohol consumption data. The objective is to estimate it and know its evolution between 2001 and 2017 in people ≥ 15 years, according to sex, age, period, cause of death and type of drinker. The cause-specific approach and Levin's equation were used. Survey consumption was corrected for underestimation with respect to sales statistics, and past consumption and binge drinking were considered. The average annual number of deaths attributable to alcohol in 2010-2017 was 14,927, 58.6% of which were premature (<75 years). The age-standardized alcohol-attributable mortality rate was 39.4/100,000 inhabitants, representing 3.9% of overall mortality. Using standardized percentages, 68.7% corresponded to heavy drinkers. The most frequent causes of alcohol-attributable mortality were cancer (44.7%) and digestive diseases (33.2%). The rate of alcohol-attributable mortality was 3.5 times higher in men than in women (with higher ratios for young people and external causes). Between 2001-2009 and 2010-2017, the average annual rate decreased 16.8% (60.7% in 15-34 years; 19.4% in men and 9.8% in women). The contribution of heavy drinkers, digestive diseases and external causes to the risk of alcohol-attributable mortality decreased slightly between the two periods, while the contribution of cancer and circulatory diseases increased. These estimates are conservative. The contribution of alcohol to overall mortality is significant in Spain, requiring collective action to reduce it.

Key words: alcohol, attributable mortality, Spain, type of consumption, cause of death

■ Recibido: Agosto 2020; Aceptado: Marzo 2021.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334

■ Enviar correspondencia a:

Luis Sordo. Departamento de Salud Pública y Materno-Infantil. Facultad de Medicina. Universidad Complutense de Madrid.
E-mail: lsordo@ucm.es

El consumo de alcohol es uno de los principales factores de riesgo prevenibles de morbilidad y discapacidad en el mundo. La mortalidad atribuible a alcohol (MAA) es quizá el principal indicador del daño causado por el alcohol en la salud poblacional, y su estimación periódica o rutinaria debería servir para orientar y evaluar los esfuerzos de un país o territorio para prevenirlo. Se estima que en 2017 en el mundo un 5,1% de todas las muertes se debieron al consumo de alcohol, con importantes diferencias entre países (Institute for Health Metrics and Evaluation [IHME], 2019). El daño causado por alcohol en la salud poblacional en un determinado territorio o subgrupo depende sobre todo de la cantidad de alcohol consumida por cada individuo en un intervalo de tiempo dado (por ejemplo, un año), pero también de sus pautas o patrones de consumo (distribución de esa cantidad en el tiempo) (Rehm et al., 2017).

Por lo que respecta al consumo promedio, el alcohol comienza a producir daños y aumentar el riesgo de enfermedades, lesiones o muertes a niveles medios de consumo bastante bajos (Di Castelnuovo et al., 2006; Rehm et al., 2017). Las curvas de riesgo para la mayor parte de las enfermedades crónicas son exponenciales, por lo que en muchos países la mayor parte de la contribución del alcohol al riesgo de mortalidad se concentra en los bebedores de alto riesgo (aquellos con un consumo promedio ≥ 60 g/día de alcohol puro en hombres o ≥ 40 g/día en mujeres), que a menudo tienen manifestaciones de dependencia o trastorno por uso de alcohol. No obstante, la contribución de los bebedores con un consumo promedio menor puede ser sustancial en algunos territorios o subgrupos (Corrao, Bagnardi, Zambon y Arico, 1999; Corrao, Bagnardi, Zambron y La Vecchia, 2004; Rehm, Rehm, Shield, Gmel y Gual, 2013; Rehm, Shield, Gmel, Rehm y Frick, 2013). Por lo tanto, es interesante desagregar la MAA según el nivel de consumo promedio (por ejemplo, para bebedores de riesgo alto y medio/bajo). Además, teniendo en cuenta que algunos efectos negativos del alcohol persisten después de abandonar el consumo, es conveniente también considerar la contribución a la MAA de los exbebedores.

En los últimos años se han encontrado evidencias de que el consumo intensivo episódico (atracones de alcohol) se asocia con un aumento del riesgo de mortalidad general y por algunas causas específicas (principalmente enfermedades cardiovasculares y causas externas) independientemente del consumo promedio (Graff-Iversen et al., 2013; Murray et al., 2002; Plunk, Syed-Mohammed, Cavazos-Rehg, Bierut y Gruzca, 2014; Roerecke y Rehm, 2011), por lo que si no se considera la contribución de este patrón de consumo, las estimaciones de MAA podrían resultar distorsionadas, en especial la comparación entre subgrupos sociodemográficos (por ejemplo, de edad y sexo).

Aunque existe un cierto consenso metodológico para la estimación de la MAA (Rehm et al., 2009), las determina-

ciones realizadas en España son bastante dispares (Pulido et al., 2014). Así, por ejemplo, se han publicado cifras sobre la contribución de la MAA a la mortalidad general en la población de 15 años y más de 2,1% para 1999-2004 (Fierro, Ochoa, Yáñez, Valderrama y Álvarez, 2008), y de 4,3% (World Health Organization [WHO], 2019) y 7,5% (IHME, 2019; Global Burden of Disease [GBD], 2018) para 2016, y en la población de 15-64 años de 12,3% en hombres, y 8,4% en mujeres para 2004 (Rehm et al., 2013a). La principal razón de las discrepancias deriva probablemente de la forma de estimar las fracciones atribuibles poblacionales al alcohol, que a menudo se basa en datos sobre distribución del consumo según cantidad consumida de otros países o en datos españoles sin considerar la subestimación del consumo en las encuestas. Dada la variabilidad espacial de la distribución poblacional de la cantidad consumida y de los patrones temporales de consumo, el uso de datos válidos sobre estos aspectos procedentes del propio país al que se refiere la estimación, debería en principio aumentar la validez de las estimaciones de MAA.

Este estudio tuvo como finalidad realizar una estimación de la MAA en España y conocer su evolución entre 2001 y 2017 según sexo, grupo de edad, causa de muerte y tipo de bebedor, utilizando estimaciones de consumo realizadas con datos empíricos obtenidos casi en su totalidad de la población española.

Método

La metodología de estimación de la MAA se expone detalladamente en el Informe de MAA para España recientemente publicado (Donat, Sordo, Belza y Barrio, 2020) y en un artículo metodológico previo, publicado en esta misma revista. La MAA total es la suma de la MAA por distintas causas parcial o completamente atribuibles al alcohol. La MAA por cada causa se estimó multiplicando el número de muertes por esa causa por su fracción atribuible poblacional (FAP) correspondiente. Las muertes completamente atribuibles, como el trastorno por uso de alcohol, tienen una FAP de 1, mientras que la FAP de cada causa parcialmente atribuible se estimó mediante una fórmula que incluye los riesgos relativos en relación a los abstemios y las prevalencias poblacionales de distintas categorías de consumo de alcohol (exbebedores y diversos intervalos de cantidad media consumida diariamente). Así, si el número de muertes por una causa seleccionada era 1000 y su FAP 0,45, se consideraron atribuibles a alcohol 450.

Se calcularon las FAP utilizando ocho categorías de consumo de alcohol (exbebedores, ≤ 19 , 20-39, 40-49, 50-59, 60-79, 80-99 y ≥ 100 gramos de alcohol puro/día). Los RR para cada una de las enfermedades seleccionadas se obtuvieron a partir de diferentes meta-análisis internacionales recientes al respecto (Corrao et al., 1999; Rehm et al., 2017; Samokhvalov, Irving y Rehm, 2010). El cálculo de las

prevalencias, se realizó partiendo del consumo autodeclarado en la Encuesta Nacional de Salud y la Encuesta Europea de Salud en España (Instituto Nacional de Estadística [INE], 2019), corregidas por las cantidades consumidas a partir de las estadísticas de ventas para evitar la subestimación del consumo (Sordo et al., 2016).

Los resultados se estratificaron por periodos (2001-2009 y 2010-2017), edad, sexo, causa de muerte y tipo de bebedor, considerando exbebedores a quienes no habían consumido alcohol durante el último año, pero sí al menos 12 veces algún año de su vida, bebedores de alto riesgo a quienes habían consumido diariamente el último año ≥ 60 g de alcohol puro (hombres) o ≥ 40 g de alcohol puro (mujeres), y bebedores de medio-bajo riesgo a quienes habían consumido una cantidad menor. Se calcularon las cifras absolutas de MAA, tasas de MAA estandarizadas por edad, calculadas por grupos de edad quinquenales, y diversos porcentajes de MAA estandarizados por edad, como el porcentaje de MAA sobre la mortalidad total, el porcentaje de MAA por diversos grupos de causas definidos sobre la MAA total, y para los bebedores actuales, el porcentaje de MAA que corresponde a bebedores de alto riesgo. La comparación de tasas entre grupos y periodos se midió con la

razón de tasas que mide la desigualdad relativa y la diferencia de tasas que mide la desigualdad absoluta.

Resultados

Evolución del número de muertes atribuibles a alcohol

En España, en mayores de 15 años de 2010-2017 hubo una media anual de 14.927 muertes atribuibles a alcohol, un 72,6% en hombres y un 58,6% en menores de 75 años (prematuras). En cuanto a la causa básica de defunción, un 76,7% fueron por cáncer o enfermedades digestivas. Un 68,7% se produjeron en bebedores de alto riesgo.

En 2001-2009 el número medio anual de estas muertes había sido 15.420. De ellas, un 76,0% en hombres, un 68,2% prematuras, un 78,1% por cáncer o enfermedades digestivas, un 72,7% en bebedores de alto riesgo (Tabla 1). Centrando la atención en causas más específicas, a partir de la Tabla 1 del apéndice se calcula que la causa parcialmente atribuible que más ha contribuido a la MAA fue cirrosis/hepatopatía crónica, tanto en 2010-2017 (36,1%) como en 2001-2009 (42,7%).

Tabla 1. Evolución del número medio anual de muertes atribuibles a alcohol, según causa, tipo de bebedor, sexo y edad, en la población de 15 años y más. España, 2001-2017.

	PERIODO	TOTAL	HOMBRE	MUJER	GRUPOS DE EDAD (años)						
					15-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75-84	≥ 85
TOTAL	2001-09	15420	11724	3697	815	1059	2127	2891	3621	3401	1505
	2010-17	14927	10844	4083	268	518	1878	2726	3354	3511	2672
CAUSA DE MUERTE											
Cáncer	2001-09	6314	4979	1336	31	187	808	1420	1798	1510	561
	2010-17	6534	4995	1539	20	110	694	1429	1809	1596	877
Enfermedades circulatorias	2001-09	653	-291	944	4	-16	-25	-81	-51	359	464
	2010-17	1229	-16	1245	-1	-26	-56	-125	16	436	984
Enfermedades infecciosas	2001-09	193	147	46	6	14	22	28	47	35	41
	2010-17	222	169	53	3	6	17	23	31	60	83
Enfermedades metabólicas	2001-09	-476	-43	-433	-2	-4	-8	-30	-85	-161	-187
	2010-17	-471	-49	-422	-1	-2	-9	-26	-55	-135	-243
Enfermedades digestivas	2001-09	5725	4273	1452	56	406	897	1176	1533	1276	380
	2010-17	4918	3668	1250	17	160	826	1091	1195	1122	506
Enfermedades neurológicas/ mentales	2001-09	89	69	20	11	10	12	11	15	19	11
	2010-17	140	101	39	8	8	14	18	26	35	32
Causas externas	2001-09	2922	2590	332	710	462	421	367	364	363	235
	2010-17	2356	1977	379	223	262	392	316	332	397	433
TIPO DE BEBEDOR											
Bebedores de alto riesgo	2001-09	11210	9521	1689	430	705	1623	2315	2845	2254	1039
	2010-17	10248	8401	1847	111	264	1381	2099	2651	2116	1625
Bebedores de medio-bajo riesgo	2001-09	1535	906	629	379	326	422	424	332	30	-379
	2010-17	1729	937	792	153	231	411	462	345	320	-193
Exbebedores regulares	2001-09	2676	1297	1378	6	27	83	154	446	1116	844
	2010-17	2951	1507	1444	4	21	85	164	359	1074	1243

Nota. No se añade la categoría "otras enfermedades" entre las causas de muerte debido a que no se registran casos.

La mayor parte de las muertes atribuibles a alcohol correspondieron a causas parcialmente atribuibles a alcohol (FAP<1), tanto en 2010-2017 (84,0%) como en 2001-2009 (80,9%).

Para más detalle, en la Tabla 2 del apéndice se incluye el número medio anual de muertes total y parcialmente atribuibles a alcohol por grupos de edad y sexo para los dos periodos considerados.

Evolución de las tasas de mortalidad atribuible a alcohol

Durante 2010-2017 la tasa media anual de MAA estandarizada por edad por 100.000 habitantes fue de 39,4 (65,0 en hombres y 18,3 en mujeres). Entre 2001-2009 y 2010-2017 esta tasa experimentó un cambio absoluto de -7,9/100.000 habitantes, lo que representó un cambio de -16,8% en términos relativos. El descenso fue más intenso en hombres (-15,6/100.000 habitantes y -19,4%) que en

mujeres (-2,0/100.000 habitantes y -9,8%). Además, el descenso relativo de las tasas se aminoró con la edad, siendo de -60,7% en los jóvenes de 15-34 años y de solo -11,3% en los mayores de ≥ 75 años. En los ancianos de ≥ 85 años el descenso relativo resultó positivo (16,6%) (Tabla 2).

En la Figura 1 se muestran las tasas estandarizadas de MAA por grupos combinados de edad y sexo. Las tasas descendieron en todos los grupos, excepto en hombres y mujeres de ≥ 85 años, donde aumentaron. En general el descenso, tanto en términos absolutos como relativos fue mayor en hombres que en mujeres en todos los grupos de edad. El descenso relativo más intenso se observó en hombres de 15-34 años, con una razón de tasas entre periodos de 2,72.

Por tipo de bebedor, las tasas más elevadas en ambos periodos correspondieron a bebedores de alto riesgo, seguidos de exbebedores y bebedores de medio-bajo riesgo. Entre periodos, las tasas descendieron en bebedores de

Tabla 2. Evolución de la tasa de mortalidad atribuible a alcohol (MAA) y de la contribución de la MAA a la mortalidad total, según sexo y edad, en la población de 15 años y más. España, 2001-2017.

	2001-2009	2010-2017	Diferencia entre periodos ³	Cambio relativo entre periodos (%) ⁴
Tasas media anual de MAA estandarizada por edad por 100.000 habitantes¹				
Total	47,3	39,4	-7,9	-16,8
Hombre	80,6	65,0	-15,6	-19,4
Mujer	20,3	18,3	-2,0	-9,8
15-34	6,1	2,4	-3,7	-60,7
35-44	15,2	6,6	-8,6	-56,6
45-54	37,9	27,1	-13,8	-28,5
55-64	63,8	50,5	-13,3	-20,8
65-74	93,9	81,6	-12,3	-13,1
75-84	128,6	114,1	-14,5	-11,3
≥ 85	186,3	217,3	31,0	16,6
Contribución de la MAA a la mortalidad total (%)²				
Total	3,9	3,9	0,0	0,0
Hombre	5,2	5,0	-0,2	-3,8
Mujer	2,2	2,3	0,1	4,5
15-34	12,4	8,6	-3,8	-30,6
35-44	12,1	8,5	-3,6	-29,8
45-54	13,7	11,4	-2,3	-16,8
55-64	9,8	8,8	-1,0	-10,2
65-74	5,8	6,3	0,5	8,6
75-84	2,8	3,0	0,2	7,1
≥ 85	1,2	1,6	0,4	33,3

Nota. ¹ Tasas medias anuales de MAA estandarizadas por edad por 100.000 habitantes de 15 años y más. Para calcularlas se han utilizado las cifras de población de residentes en España a 1 de julio de cada año y la Población Estándar Europea de 2013. ² Se interpreta como el peso porcentual de la MAA en la mortalidad por todas las causas. Se ha calculado como: (tasa de mortalidad atribuible a alcohol estandarizada por edad / tasa de mortalidad por todas las causas estandarizada por edad) x 100. ³ Diferencia entre las tasas medias anuales de mortalidad atribuible a alcohol estandarizadas por edad del periodo 2010-2017 y las tasas correspondientes del periodo 2001-2009. Se expresa en muertes por 100.000 habitantes e indica el cambio absoluto del riesgo o tasa de mortalidad entre los dos periodos. Si es negativa indica descenso del riesgo y si es positiva aumento. En el porcentaje de MAA sobre la mortalidad por todas las causas estandarizado por edad, se realiza el mismo procedimiento. ⁴ El porcentaje de cambio (PC) entre periodos se ha calculado restando uno de la razón de tasas medias anuales de mortalidad atribuible a alcohol estandarizadas por edad entre el periodo 2010-2017 y el periodo 2001-2009 (RT) y multiplicando el resultado por 100 [PC=(RT-1)*100]. No tiene unidades e indica el cambio relativo del riesgo o tasa de mortalidad atribuible a alcohol entre los dos periodos. Si es negativo indica descenso del riesgo y si es positivo aumento. En el porcentaje de MAA sobre la mortalidad por todas las causas estandarizado por edad, se realiza el mismo procedimiento.

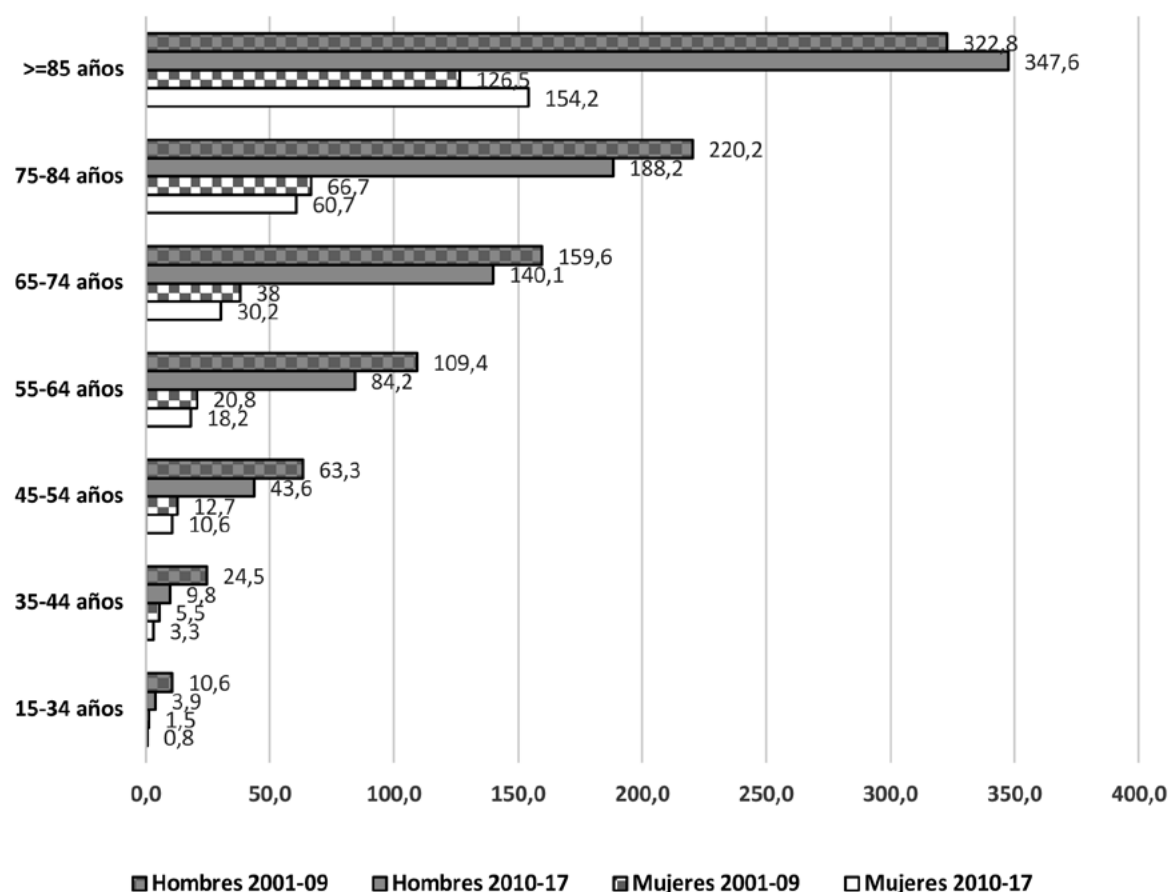


Figura 1. Tasas medias anuales de mortalidad atribuible a alcohol estandarizadas por edad¹ según grupo de edad, sexo y periodo. España, 2001-2017.

Nota. ¹ Tasas medias anuales de mortalidad atribuible a alcohol estandarizadas por edad por 100.000 habitantes, calculadas por grupos de edad quinquenales. Para calcularlas se han utilizado las cifras de población de residentes en España a 1 de julio de cada año y la Población Estándar Europea de 2013. P1: hace referencia al periodo 2001-2009. P2: hace referencia al periodo 2010-2017.

alto riesgo y exbebedores, y aumentaron en bebedores de medio-bajo riesgo (4,0 y 4,6/100.000 habitantes) (Tabla 3 apéndice).

Evolución de la contribución de la mortalidad atribuible a alcohol a la mortalidad total

Esta contribución se midió con el porcentaje que representa la tasa de MAA estandarizada por edad sobre la tasa de mortalidad por todas las causas estandarizada por edad. La contribución de la MAA a la mortalidad total no varió entre en 2001-2009 y 2010-2017; para ambos periodos fue de 3,9%. Por edad, la contribución de la MAA descendió muy intensamente en jóvenes de 15-34 años (12,4% y 8,6%), y aumentó a partir de los 65 años (Tabla 2). Con respecto a la mortalidad en menores de 75 años, dicho porcentaje representó un 8,3% en el periodo 2001-2009 (9,8% en hombres y 4,9% en mujeres); se produjo un ligero descenso en el siguiente periodo (2010-2017), situándose en un 7,8% (9,2% en hombres y 4,7% en mujeres).

Evolución de la distribución de la mortalidad atribuible a alcohol según causa básica

En 2010-2017 los cuatro grupos de causas con mayor contribución a la MAA total fueron cáncer, enfermedades digestivas, lesiones por causas externas y enfermedades circulatorias. Entre 2001-09 a 2010-17 aumentó la contribución de cáncer (42,1% y 44,7% de la MAA), y enfermedades circulatorias (4,7% y 7,4%), y disminuyó la de enfermedades digestivas (37,4% y 33,2%) y causas externas (17,3% y 15,2%). Se observó cierta heterogeneidad sexual en los cambios temporales de dicha contribución. Así, por ejemplo, el descenso en la contribución de causas externas se debió exclusivamente a cambios en hombres, y el descenso en la contribución de enfermedades digestivas fue más intenso en mujeres que en hombres. En cuanto a la heterogeneidad por edad, la contribución del cáncer a la MAA total aumentó en todas las edades, excepto en el intervalo de 45-54 años y en ≥85 años, la de enfermedades circulatorias aumentó especialmente ≥65 años, la de enfermedades

Tabla 3. Evolución de la distribución por causa y tipo de bebedor del total de muertes atribuibles a alcohol, según sexo y edad en la población de 15 años y más (%). España, 2001-2017¹.

	PERIODO	TOTAL	HOMBRE	MUJER	GRUPOS DE EDAD (años)						
					15-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75-84	>=85
CAUSA DE MUERTE	Porcentaje del total de muertes atribuibles a alcohol estandarizado por edad										
Cáncer	2001-09	42,1	44,3	36,9	3,3	17,8	38,3	49,2	49,7	44,4	37,3
	2010-17	44,7	46,8	39,0	8,3	19,7	37,2	52,4	53,9	45,8	32,8
Enfermedades circulatorias	2001-09	4,7	-2,0	24,6	0,0	-1,3	-1,2	-2,8	-1,5	10,4	30,9
	2010-17	7,4	0,6	27,0	0,0	-4,5	-3,0	-4,6	0,6	11,8	36,8
Enfermedades infecciosas	2001-09	1,3	1,4	1,0	0,0	1,3	1,0	1,0	1,3	1,0	2,7
	2010-17	1,5	1,7	1,2	0,0	1,5	0,9	0,8	0,9	1,7	3,1
Enfermedades metabólicas	2001-09	-3,4	-0,4	-11,3	0,0	-0,7	-0,4	-1,0	-2,3	-4,7	-12,4
	2010-17	-3,0	-0,5	-9,4	0,0	0,0	-0,5	-1,0	-1,7	-3,7	-9,1
Enfermedades digestivas	2001-09	37,4	36,5	39,4	6,6	38,2	42,1	40,7	42,3	37,7	25,3
	2010-17	33,2	33,1	32,1	4,2	31,8	44,1	40,0	35,6	32,3	18,9
Enfermedades neurológicas/ mentales	2001-09	0,6	0,6	0,5	1,6	0,7	0,6	0,4	0,4	0,5	0,7
	2010-17	1,0	0,9	0,9	4,2	1,5	0,8	0,6	0,8	1,0	1,2
Causas externas	2001-09	17,3	19,6	8,9	88,5	44,1	19,6	12,7	10,0	10,6	15,6
	2010-17	15,2	17,4	9,2	83,3	50,0	20,7	11,6	9,9	11,2	16,2
TIPO DE BEBEDOR	Porcentaje del total de muertes atribuibles a alcohol estandarizado por edad										
Bebedores de alto riesgo	2001-09	73,4	82,0	45,8	52,5	66,4	76,3	80,1	78,5	66,3	69,1
	2010-17	69,3	77,5	44,8	41,7	50,0	73,8	77,0	79,0	60,4	60,7
Bebedores de medio-bajo riesgo	2001-09	8,5	4,6	18,2	47,5	30,9	19,8	14,6	9,3	1,1	-25,2
	2010-17	11,7	7,4	22,4	58,3	45,5	21,8	16,8	10,2	9,6	-7,2
Exbebedores regulares	2001-09	18,2	13,4	36,0	0,0	2,6	4,0	5,3	12,2	32,7	56,1
	2010-17	19,0	15,1	32,8	0,0	4,5	4,4	6,1	10,8	30,1	46,4

Nota. ¹Los porcentajes se han calculado dividiendo la tasa de MAA estandarizada por edad correspondiente a cada causa de muerte entre la tasa total de muertes atribuibles a alcohol estandarizada por edad y multiplicando el resultado por 100. No se añade la categoría "otras enfermedades" entre las causas de muerte debido a que no se registran casos.

digestivas disminuyó en todas las edades, excepto en 45-54 años y ≥ 75 años y, en el caso de las causas externas, se produjo un aumento en el intervalo de 35-54 años y ≥ 75 años (Tabla 3). Para más detalle en la Tabla 4 del apéndice se puede observar la evolución de las tasas de MAA por las distintas causas básicas estratificadas simultáneamente por grupos de edad y sexo.

Evolución de la distribución de la mortalidad atribuible a alcohol según tipo de bebedor

En 2010-2017 la mayor parte de la MAA se produjo en bebedores de alto riesgo ($>2/3$), seguidos de exbebedores y bebedores de medio-bajo riesgo. La contribución de los bebedores de alto riesgo a la MAA total fue bastante mayor en hombres que en mujeres y lo contrario sucedió con los otros tipos de bebedor. La mayor contribución de bebedores de alto riesgo a la MAA se produjo en el grupo 65-74 años, la de bebedores de medio-bajo riesgo en el grupo 15-34 años y la de exbebedores en el grupo de ≥ 85 años. Entre 2001-2009 y 2010-2017 descendió el porcentaje de MAA

en bebedores de alto riesgo (73,4% y 69,3%) y aumentó en exbebedores (18,2% y 19,0%) y en bebedores de medio-bajo riesgo (8,5% y 11,7%).

Se observó cierta heterogeneidad sexual en los cambios temporales de dicha contribución. Así, el descenso de la contribución de bebedores de alto riesgo y el aumento de la de exbebedores se debió a cambios en esta dirección en hombres, ya que en mujeres la contribución de bebedores de alto riesgo apenas varió y la de exbebedores disminuyó. Por edad, la contribución de bebedores de alto riesgo disminuyó, excepto en el grupo de 65-74 años, y la de bebedores de medio-bajo riesgo aumentó en todas las edades, especialmente en 15-34 y ≥ 75 años. Por su parte, la contribución de exbebedores aumentó en el grupo de 35 a 64 años y disminuyó en ≥ 65 años (Tabla 3).

Para más detalle en la Tabla 4 del apéndice se puede observar la evolución de las tasas de MAA para los tres tipos de bebedor estratificadas simultáneamente por grupos de edad y sexo.

Tabla 4. *Evolución de la desigualdad sexual en la mortalidad atribuible a alcohol por edad y por causa básica en la población de 15 años y más. España, 2001-2017.*

	Razón de tasas hombre-mujer ¹			Diferencia de tasas hombre-mujer ²		
	2001-17	2001-09	2010-17	2001-17	2001-09	2010-17
TOTAL	3,8	4,0	3,5	53,5	60,3	46,7
15-34 años	6,4	7,0	4,8	6,5	9,1	3,1
35-44 años	3,9	4,4	3,0	12,8	19,0	6,6
45-54 años	4,6	5,0	4,1	41,3	50,5	33,0
55-64 años	5,0	5,3	4,6	77,0	88,7	66,1
65-74 años	4,4	4,2	4,6	115,7	121,6	110,0
75-84 años	3,2	3,3	3,1	140,1	153,5	127,4
>=85 años	2,4	2,6	2,3	195,3	196,3	193,5
Cáncer	4,5	4,8	4,3	25,7	28,3	23,3
Enfermedades circulatorias	-0,1	-0,3	0,1	-5,5	-6,5	-4,5
Enfermedades infecciosas	4,7	4,4	4,9	0,9	0,8	0,8
Enfermedades metabólicas	0,2	0,1	0,2	1,7	2,0	1,4
Enfermedades digestivas	3,7	3,7	3,7	18,4	21,3	15,6
Enfermedades neurológicas/mentales	3,9	4,4	3,6	0,4	0,4	0,4
Otras enfermedades	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Causas externas	7,9	9,0	6,7	11,9	14,1	9,6

Nota. ¹ Razón de tasas: cociente de la tasa de mortalidad estandarizada por edad en hombres y en mujeres. No tiene unidades. ² Diferencia de tasas: Diferencia de tasas estandarizadas por edad en hombres y mujeres. Se expresa en número de muertes atribuibles a alcohol por 100.000 habitantes.

Evolución de las desigualdades sexuales en la mortalidad atribuible a alcohol

En 2010-2017 la razón hombre/mujer de tasas de MAA estandarizadas por edad fue 3,5, siendo máxima en jóvenes de 15-34 años (4,8) y mínima en ≥85 años (2,3). Por grupos de causa de defunción, la máxima desigualdad se observó para causas externas (6,7), seguidas de enfermedades infecciosas (4,9) y cáncer (4,3). Entre 2001-2009 y 2010-2017 disminuyó la razón de tasas hombre/mujer, pasando de 4,0 a 3,5, siendo el descenso especialmente intenso en jóvenes de 15-34 años (7,0 y 4,8). En cuanto a la evolución por causa, la razón disminuyó en cáncer, enfermedades neurológicas/mentales y sobre todo en causas externas, mientras que aumentó en enfermedades circulatorias e infecciosas. Atendiendo a la diferencia de tasas entre hombres y mujeres, se observó un gran aumento con la edad. Por causa, las mayores diferencias en 2010-2017 se observaron para cáncer y causas externas. Entre periodos se observó una disminución de las diferencias en todas las edades y causas, salvo en el grupo de 65-74 años y en el caso de enfermedades circulatorias, infecciosas y metabólicas (Tabla 4).

Discusión

Principales hallazgos

En 2010-2017 se produjeron en España una media anual de 14.927 muertes atribuibles a alcohol en la población de 15 años y más, de las que un 58,6% fueron prematuras. La MAA representó un 3,9% de la mortalidad total. Las

causas de MAA más frecuentes fueron cáncer (43,8%), enfermedades digestivas (32,9%) y causas externas (15,8%). La mayor contribución a la MAA la realizaron los bebedores de alto riesgo (68,7%), seguidos de los exbebedores (19,8%). La tasa de MAA estandarizada por edad fue 3,5 veces más alta en hombres que en mujeres, con cocientes más elevados para jóvenes y causas externas. Entre 2001-2009 y 2010-2017 la tasa de MAA estandarizada descendió un 16,8%, con un descenso mayor en hombres (19,4%) que en mujeres (9,8%), y en el grupo de 15-34 años (60,7%) que en el de 75-84 años (11,3%) y un ascenso de 16,6% en el grupo de 85 años y más. Además, entre ambos periodos descendió ligeramente la contribución a la MAA de los bebedores de alto riesgo, enfermedades digestivas y causas externas y aumentó la contribución de los exbebedores, bebedores de riesgo medio-bajo, cáncer y enfermedades circulatorias.

Comparación con otras estimaciones de la mortalidad atribuible a alcohol

La magnitud de estas estimaciones de MAA depende mucho de las opciones metodológicas seleccionadas, que en este trabajo se orientaron a evitar una sobreestimación, por lo que pueden considerarse conservadoras. Las principales opciones metodológicas que han motivado la realización de una estimación más bien conservadora, son las siguientes: 1) Incluir en los cálculos solo las causas de muerte en que existe evidencia clara de su relación con el alcohol y estimaciones válidas de la función de riesgo

relativo según cantidad consumida; 2) Asignar a los consumidores de ≥ 100 g de alcohol puro/día el RR correspondiente a 130 g/día; 3) No considerar el período de latencia entre el consumo de alcohol y la muerte en un contexto en que el consumo de alcohol per cápita es descendente; 4) Usar funciones RR que suelen estar afectados por sesgos que tienden a subestimar el número de MAA, al no excluir en algunos casos de los abstemios de vida los exbebedores regulares que han abandonado el consumo por problemas de salud; 5) La gradación alcohólica aplicada al vino (11,5% ABV) puede ser baja en el contexto español actual; 6) Tampoco se consideró en los cálculos el riesgo asociado al consumo intensivo episódico de alcohol (binge drinking). Algunos autores señalan que esto puede provocar una subestimación de las muertes atribuibles a alcohol por cardiopatía e ictus isquémicos y causas externas (Connor, Kydd, Rehm y Shield, 2013; Roerecke y Rehm, 2010; Sherk, Stockwell, Rehm, Dorocicz y Shield, 2017). Sin embargo, esto solo sería así, si el consumo promedio para dichas condiciones estuviesen ajustadas por binge drinking, algo que posiblemente no se cumplió en las RR utilizadas.

Centrándonos en la población de 15 años y más, la estimación anual obtenida para 2010-2017 (14.927) es más alta que la de Fierro et al para 2001-2004 (5.136) (Fierro et al., 2008), que no corrigió por subestimación del consumo de alcohol en las encuestas, e inferior a la del estudio OMS para 2016 (WHO, 2019) (17.828) o el estudio de Carga Global de Enfermedad (CGE) para 2017 (32.003) (GBD, 2018; IHME, 2019). Este último estudio ofrece unas estimaciones de MAA muy elevadas y sería deseable conocer las fuentes concretas utilizadas para extraer los datos empíricos sobre consumo de alcohol en España, pero es muy difícil identificarlas entre el enorme listado de fuentes que el IHME proporciona en su página web. En cualquier caso, tanto la prevalencia de bebedores actuales como la cantidad media de alcohol consumida diariamente por esos bebedores parecen sensiblemente superiores a las estimadas en el marco de nuestro estudio. Y también podrían haberse privilegiado en el CGE con respecto a nuestro estudio los niveles de consumo altos a la hora de distribuir el consumo promedio entre los bebedores. Con respecto a la población de 15-64 años, una estimación para 2004 (7.585) (Rehm et al., 2013a) es algo superior a la obtenida en el presente estudio para el mismo año (6.762). Es delicado comparar nuestras estimaciones con las de otros países desarrollados. Tomando como referencia el estudio de la OMS, que estima una contribución de la MAA a la mortalidad general en 2016 España de 4,3%, esta es cercana a la de este estudio (3,9% en 2010-2017). Ambas estimaciones estarían por debajo de las de países como Portugal (5,9%), Francia (5,8%), Alemania (5,2%), Reino Unido (4,6%) o Suiza (4,5%), y más cercanas a las de Italia (3,6%) o Grecia (4,0%) (Rehm et al., 2013b).

Mortalidad atribuible a alcohol según causa de muerte y tipo de bebedor

En 2001-2017 las causas de muerte responsables de mayor MAA fueron, por este orden, cáncer, enfermedades digestivas, causas externas y enfermedades circulatorias, lo que es consistente con estudios previos (IHME, 2019; Shield, Rylett y Rehm, 2016). La contribución de los distintos grupos de causas a la MAA total es variable en los estudios internacionales. Así, las cifras para cáncer, enfermedades circulatorias, digestivas y causas externas fueron, respectivamente, 31%, 21%, 16% y 17% en Francia en 2009 (Guerin, Laplanche, Dunant y Hill, 2013); 30%, 8%, 21% y 32% en Suiza en 2011 (Marmet, Rehm y Gmel, 2016); y 36%, 17%, 17% y 17% en Australia en 2015 (National Drug Research Institute [NDRI], 2019). También se encuentran diferencias entre estudios en cuanto a las desigualdades sexuales en la contribución de las distintas causas (Guerin et al., 2013). Tanto en nuestro estudio como en CGE-2017 (GBD, 2018; IHME, 2019) la contribución de enfermedades circulatorias aumentaba con la edad, la de cáncer y enfermedades digestivas aumentaba hasta un máximo en 65-74 años y 45-54 años, respectivamente, y luego descendía, y la de causas externas era máxima en 15-34 años ($\approx 80\%$) y luego descendía.

En 2010-2017 un 69,3% de la MAA en población de ≥ 15 años (77,5% en hombres y 44,8% en mujeres) se produjeron en bebedores de alto riesgo. Este porcentaje aumentaba con la edad, con un máximo en 65-74 años (79,0%). Aunque casi no hay estudios sobre este tema, los disponibles coinciden en señalar una concentración de la MAA en bebedores de alto riesgo. Así, en 2004 en 15-64 años se produjeron en bebedores de alto riesgo un 72,2% de las MAA (76,1% en hombres y 57,6% en mujeres) en España (Rehm et al., 2013a), un 74,5% en Italia (Shield, Rehm, Gmel, Rehm y Allamani, 2013), y un 77% en el conjunto de la Unión Europea (Rehm et al., 2013a). En Suiza en 2011 en la población de 15-74 años el porcentaje fue de 67% en hombres y 48% en mujeres (Marmet, Rehm, Gmel, Frick y Gmel, 2014).

Desigualdades en la mortalidad atribuible a alcohol según sexo y edad

Nuestros resultados indican que en 2010-2017 en España la MAA fue 3,5 veces superior en hombres que en mujeres, algo en línea con los estudios CGE-2017 (IHME, 2019; GBD, 2018) y OMS-2016 (WHO, 2019). Estas estimaciones son además bastante consistentes con la razón hombre/mujer del número de admitidos a tratamiento por abuso/dependencia de alcohol en España en 2016 (3,3) (Delegación del Gobierno para el Plan Nacional Sobre Drogas [DGPNSD], 2018), de la prevalencia de uso diario de alcohol en 2017 (3,1) (Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social [MSCBS], 2019) y de uso de alcohol de riesgo en 2017 (2,9) (DGPNSD, 2018). La

contribución del alcohol a la mortalidad total fue también bastante mayor en hombres (5,0%) que en mujeres (2,3%), pero la desigualdad sexual fue menos intensa como sucede en CGE-2017 y OMS-2016 (GBD, 2018; IHME, 2019; WHO, 2019). Esto sugiere que la desigualdad sexual es mayor para la MAA que para la no atribuible. Como ocurre en otros estudios (Guerin et al., 2013), la contribución de cáncer y causas externas al riesgo total de MAA fue mayor en hombres que en mujeres y lo contrario sucedió con enfermedades circulatorias y digestivas. Finalmente, también es consistente con los estudios mencionados que la tasa de MAA aumenta mucho con la edad, aunque la contribución del alcohol a la mortalidad total es mayor en menores de 55 años (>8%).

Evolución de la mortalidad atribuible a alcohol

En España entre 2001-2009 y 2010-2017 la tasa media anual de MAA descendió casi un 8%, un descenso también detectado en muchos países europeos, incluidos los mediterráneos (Shield et al., 2016; WHO, 2019; World Health Organization-Europe [WHO-Europe], 2019). Muchas causas de MAA están determinadas por varios factores, incluyendo exposición a alcohol, que a veces interaccionan entre sí. Además, los cambios en la exposición a alcohol pueden tardar décadas en manifestarse en la mortalidad. Por lo tanto, en un contexto de descenso de la mortalidad por muchas causas es posible que parte del descenso de MAA se deba a cambios favorables en otros determinantes de las causas de MAA, incluyendo mejoras en el tratamiento de las enfermedades de base. Por ejemplo, la cirrosis hepática puede ser causada por alcohol y otros agentes, como el virus de la hepatitis C, por lo que la introducción de tratamientos efectivos frente a este virus a partir de 2014 puede haber contribuido a la disminución de las MAA por enfermedades digestivas. Sin embargo, la mayor parte del descenso de MAA se debe probablemente al descenso del consumo per cápita de alcohol, influido por múltiples factores, como la crisis económica iniciada en 2008 y los recortes presupuestarios subsiguientes, intervenciones efectivas de seguridad vial o incluso la incorporación de inmigrantes con un consumo per cápita inferior a los autóctonos (Alonso et al., 2017). Además, la MAA venía ya descendiendo en España antes de 2001, como se evidencia al comparar 1981-1990 y 1999-2004 (Fierro et al., 2008), lo que es acorde con el descenso del consumo per cápita de alcohol desde mediados de la década de 1970 (Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales de Igualdad [MSSSI], 2017). Finalmente, la estabilidad de la contribución del alcohol a la mortalidad general entre 2001-2009 y 2010-2017 indica que el descenso de la MAA fue similar al de la mortalidad no atribuible.

El descenso relativo de la MAA fue mucho más intenso en hombres (-19,4%) que en mujeres (-9,8%), y en la población de 15-54 años que en la de mayor edad, hallazgos

que son corroborados por otros previos referidos a mortalidad relacionada con alcohol (MSSSI, 2018) y son consistentes con estudios internacionales (Marmet et al., 2016; WHO-Europe, 2019). Además, el descenso fue mucho mayor para causas externas y enfermedades digestivas que para cáncer. El descenso de la MAA por causas externas es consistente con otros estudios (IHME, 2019) y se explica probablemente por un descenso del consumo de alcohol, pero también por un descenso de la exposición al tráfico rodado y a los riesgos laborales durante la crisis económica y el periodo de recortes en gasto público, y por la efectividad de las intervenciones de seguridad vial (carnet por puntos, controles de velocidad y penas por conducción imprudente). El importante descenso de la MAA por enfermedades digestivas refleja seguramente el contexto descendente del consumo de alcohol en España, ya que estas causas están dominadas por la cirrosis hepática, que manifiesta muy pronto los cambios en el consumo de alcohol (Shield et al., 2016). No obstante, no puede descartarse que parte del descenso en los años más recientes se deba al control de las hepatopatías crónicas ligadas a los virus de la hepatitis B y C.

Implicaciones para la salud pública

Las casi 15.000 muertes atribuibles a alcohol en España (aproximadamente un 4% de la mortalidad total) representan una carga de enfermedad considerable, máxime si se tiene en cuenta que la mayoría son prematuras y que la estimación es conservadora. Así, la mortalidad prematura atribuible a alcohol, por su parte, supone alrededor de un 8% de todas las muertes prematuras en el conjunto del periodo. Aunque un consumo bajo de alcohol en adultos podría disminuir la mortalidad por diabetes o enfermedades circulatorias isquémicas, es evidente que a nivel poblacional el consumo de alcohol causa muchas más muertes que las que previene. Existen múltiples intervenciones que han demostrado efectividad para la carga de enfermedad atribuible a alcohol como políticas de precios e impuestos, restricción del acceso al alcohol, limitación de la publicidad y el patrocinio, control del consumo durante la conducción de vehículos, medidas educativas y persuasivas, incluyendo las que implican a profesionales sanitarios, amplia disponibilidad y acceso a tratamiento de los trastornos por uso de alcohol, etc. Dada la concentración de la MAA en bebedores de alto riesgo, es fundamental focalizar las intervenciones en este tipo de consumo. Para este propósito, no obstante, seguramente lo más efectivo en términos poblacionales es desarrollar estrategias efectivas de amplio alcance dirigidas a disminuir el consumo promedio en el conjunto de la población o en el conjunto de los bebedores, porque de esta forma se conseguirá a la vez disminuir el consumo de alto y medio-bajo riesgo.

Reconocimientos

Este artículo es un producto de trabajos realizados en el marco de un proyecto de investigación financiado por la Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas (DGPNSD) [Nº Exp: 2015I040] y del apoyo con recursos humanos del Instituto de Salud Carlos III (Contrato ISCIII-PFIS, Nº Expediente: ENPY-397/18-PFIS). Se agradece también la colaboración de Cristina Ortiz del ISCIII, que realizó el análisis del consumo de alcohol de alguna de las encuestas poblacionales utilizadas para las estimaciones, y del Grupo Alcohol de la Sociedad Española de Epidemiología, que apoyó el desarrollo de este trabajo.

Conflicto de intereses

Los autores manifiestan que no tienen ningún conflicto de intereses relacionado con los aspectos tratados en este artículo.

Referencias

- Alonso, I., Vallejo, F., Regidor, E., Belza, M. J., Sordo, L., Otero-García, L. y Barrio, G. (2017). Changes in directly alcohol-attributable mortality during the great recession by employment status in Spain: A population cohort of 22 million people. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 71, 736-744. doi:10.1136/jech-2016-208759.
- Connor, J., Kydd, R., Rehm, J., y Shield, K. (2013). *Alcohol-attributable burden of disease and injury in New Zealand: 2004 and 2007. Research report commissioned by the Health Promotion Agency*. Recuperado de <https://www.hpa.org.nz/sites/default/files/Attributable%20fractions%20Final.pdf>.
- Corrao, G., Bagnardi, V., Zamboni, A. y Arico, S. (1999). Exploring the dose-response relationship between alcohol consumption and the risk of several alcohol-related conditions: A meta-analysis. *Addiction*, 94, 1551-1573. doi:10.1046/j.1360-0443.1999.9410155111.x.
- Corrao, G., Bagnardi, V., Zamboni, A. y La Vecchia, C. (2004). A meta-analysis of alcohol consumption and the risk of 15 diseases. *Preventive Medicine*, 38, 613-619. doi:10.1016/j.ypmed.2003.11.027.
- Delegación del Gobierno para el Plan Nacional Sobre Drogas. (2018). *Informes y Estadísticas del Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones (OEDA). Estadísticas 2018. Alcohol, tabaco y drogas ilegales en España*. Recuperado de <http://www.pnsd.mscbs.gob.es/profesionales/sistemasInformacion/informesEstadisticas/pdf/2018OEDA-ESTADISTICAS.pdf>.
- Di Castelnuovo, A., Costanzo, S., Bagnardi, V., Donati, M.B., Iacoviello, L. y de Gaetano, G. (2006). Alcohol dosing and total mortality in men and women: An updated meta-analysis of 34 prospective studies. *Archives of Internal Medicine*, 166, 2437-2445. doi: 10.1001/archinte.166.22.2437.
- Donat, M., Sordo, L., Belza, M.J. y Barrio, G. (2020). *Mortalidad atribuible al alcohol en España, 2001-2017. Metodología y resultados*. Madrid: Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas, Ministerio de Sanidad, 2020. Recuperado de https://pnsd.sanidad.gob.es/profesionales/publicaciones/catalogo/catalogoPNSD/publicaciones/pdf/2020_Mortalidad_atribuible_al_alcohol_en_Espana_2001-2017.pdf.
- Fierro, I., Ochoa, R., Yáñez, J. L., Valderrama, J. C. y Álvarez, F. J. (2008). Mortalidad y mortalidad prematura relacionadas con el consumo de alcohol en España entre 1999 y 2004. *Medicina Clínica*, 131, 10-13. doi:10.1157/13123036.
- Global Burden of Disease. (2018). Global, regional, and national comparative risk assessment of 84 behavioural, environmental and occupational, and metabolic risks or clusters of risks for 195 countries and territories, 1990-2017: A systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2017. *Lancet*, 392, 1923-1994. doi:10.1016/S0140-6736(18)32225-6.
- Graff-Iversen, S., Jansen, M.D., Hoff, D.A., Hoiseth, G., Knudsen, G. P., Magnus, P., ... Tambs, K. (2013). Divergent associations of drinking frequency and binge consumption of alcohol with mortality within the same cohort. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 67, 350-357. doi:10.1136/jech-2012-201564.
- Guerin, S., Laplanche, A., Dunant, A. y Hill, C. (2013). Alcohol-attributable mortality in France. *European Journal of Public Health* 2013, 23, 588-593. doi:10.1093/eurpub/ckt015.
- Institute for Health Metrics and Evaluation. (2019). *GBD Results Tool*. Seattle: Institute for Health Metrics and Evaluation (IHME). Recuperado de <http://ghdx.healthdata.org/gbd-results-tool>.
- Instituto Nacional de Estadística. (2019). *Encuesta Nacional de Salud. Microdatos*. Recuperado de https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176783&menu=resultados&sec=1254736195295&idp=1254735573175.
- Marmet, S., Rehm, J. y Gmel, G. (2016). The importance of age groups in estimates of alcohol-attributable mortality: Impact on trends in Switzerland between 1997 and 2011. *Addiction*, 111, 255-262. doi:10.1111/add.13164.
- Marmet, S., Rehm, J., Gmel, G., Frick, H. y Gmel, G. (2014). Alcohol-attributable mortality in Switzerland in 2011--age-specific causes of death and impact of heavy versus non-heavy drinking. *Swiss Medical Weekly*, 144, w13947. doi:10.4414/sm.w.2014.13947.
- Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. (2019). *Banco de datos*. Recuperado de <https://www.mscbs.gob.es/estadEstudios/estadisticas/bancoDatos.htm>.

- Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. (2017). *Indicadores de Salud 2017. Evolución de los indicadores del estado de salud en España y su magnitud en el contexto de la Unión Europea*. Madrid: Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad (MSSSI). Recuperado de <https://www.msbs.gob.es/estadEstudios/estadisticas/inforRecopilaciones/docs/Indicadores2017.pdf>.
- Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. (2018). *Patrones de mortalidad en España, 2015*. Recuperado de <https://www.msbs.gob.es/estadEstudios/estadisticas/estadisticas/estMinisterio/mortalidad/docs/PatronesMortalidad2015.pdf>.
- Murray, R.P., Connett, J.E., Tyas, S.L., Bond, R., Ekuma, O., Silversides, C.K. y Barnes, G.E. (2002). Alcohol volume, drinking pattern, and cardiovascular disease morbidity and mortality: Is there a U-shaped function? *American Journal of Epidemiology*, 155, 242-248. doi:10.1093/aje/155.3.242.
- National Drug Research Institute. (2019). *Australian alcohol-attributable harm visualisation tool: National Drug Research Institute (NDRI)*. Recuperado de <http://ndri.curtin.edu.au/aat/index.php>.
- Plunk, A.D., Syed-Mohammed, H., Cavazos-Rehg, P., Bierut, L.J. y Grucza, R.A. (2014). Alcohol consumption, heavy drinking, and mortality: Rethinking the j-shaped curve. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 38, 471-478. doi: 10.1111/acer.12250.
- Pulido, J., Indave-Ruiz, B.I., Colell-Ortega, E., Ruiz-García, M., Bartroli, M. y Barrio, G. (2014). Population-based studies on alcohol-related harm in Spain. *Revista Española de Salud Pública*, 88, 493-513. doi:S1135-57272014000400005.
- Rehm, J., Gmel, G. E., Sr., Gmel, G., Hasan, O. S. M., Imtiaz, S., Popova, S., ...Shuper, P. A. (2017). The relationship between different dimensions of alcohol use and the burden of disease-an update. *Addiction*, 112, 968-1001. doi:10.1111/add.13757.
- Rehm, J., Mathers, C., Popova, S., Thavorncharoensap, M., Teerawattananon, Y. y Patra, J. (2009). Global burden of disease and injury and economic cost attributable to alcohol use and alcohol-use disorders. *Lancet*, 373, 2223-2233. doi:10.1016/S0140-6736(09)60746-7.
- Rehm, J., Rehm, M. X., Shield, K. D., Gmel, G. y Gual, A. (2013a). Alcohol consumption, alcohol dependence and related harms in Spain, and the effect of treatment-based interventions on alcohol dependence. *Adicciones*, 25, 11-18.
- Rehm, J., Shield, K.D., Gmel, G., Rehm, M. X. y Frick, U. (2013b). Modeling the impact of alcohol dependence on mortality burden and the effect of available treatment interventions in the European Union. *European Neuropsychopharmacology*, 23, 89-97. doi:10.1016/j.euroneuro.2012.08.001.
- Roerecke, M. y Rehm, J. (2010). Irregular heavy drinking occasions and risk of ischemic heart disease: A systematic review and meta-analysis. *American Journal of Epidemiology*, 171, 633-644. doi:10.1093/aje/kwp451.
- Roerecke, M. y Rehm, J. (2011). Ischemic heart disease mortality and morbidity rates in former drinkers: A meta-analysis. *American Journal of Epidemiology*, 173, 245-258. doi:10.1093/aje/kwq364.
- Samokhvalov, A. V., Irving, H. M. y Rehm, J. (2010). Alcohol consumption as a risk factor for atrial fibrillation: A systematic review and meta-analysis. *European Journal of Cardiovascular Prevention & Rehabilitation*, 17, 706-712. doi:10.1097/HJR.0b013e32833a1947.
- Sherk, A., Stockwell, T., Rehm, J., Dorocicz, J. y Shield, K. D. (2017). *The International Model of Alcohol Harms and Policies (InterMAHP)*. Version 1.0: December 2017. Recuperado de www.intermahp.cisur.ca.
- Shield, K.D., Rehm, J., Gmel, G., Rehm, M.X. y Allamani, A. (2013). Alcohol consumption, alcohol dependence, and related mortality in Italy in 2004: Effects of treatment-based interventions on alcohol dependence. *Substance Abuse Treatment, Prevention, and Policy*, 8, 21. doi:10.1186/1747-597X-8-21.
- Shield, K. D., Rylett, M. y Rehm, J. (2016). *Public health successes and missed opportunities. Trends in alcohol consumption and attributable mortality in the WHO European Region, 1990-2014*. Recuperado de http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0018/319122/Public-health-successes-and-missed-opportunities-alcohol-mortality-19902014.pdf.
- Sordo, L., Barrio, G., Bravo, M. J., Villalbí, J. R., Espelt, A., Neira, M. y Regidor, E. (2016). Estimating average alcohol consumption in the population using multiple sources: The case of Spain. *Population Health Metrics*, 14, 21. doi:10.1186/s12963-016-0090-4.
- World Health Organization. (2019). *Global Information System on Alcohol and Health (GISAH)*. Recuperado de <http://apps.who.int/gho/data/node.gisah.GISAH?showonly=GISAH>.
- World Health Organization-Europe. (2019). *Status report on alcohol consumption, harm and policy responses in 30 European countries 2019. Copenhagen: World Health Organization. Regional Office for Europe (WHO-Europe)*. Recuperado de http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0019/411418/Alcohol-consumption-harm-policy-responses-30-European-countries-2019.pdf?ua=1.

ORIGINAL

Uso problemático de Internet y problemas psicológicos entre estudiantes universitarios con discapacidad

Problematic Internet Use and Psychological Problems among University Students with Disabilities

MARÍA J. PINO OSUNA*, CARLOS HERRUZO PINO*, VALENTINA LUCENA JURADO*, JAVIER HERRUZO CABRERA*.

* Departamento de Psicología. Universidad de Córdoba.

Resumen

El uso problemático de internet (UPI) entre las personas con discapacidad ha recibido muy poca atención en la literatura científica. El objetivo de este trabajo es estudiar el UPI entre los estudiantes universitarios españoles con discapacidad, y si se relaciona con malestar y problemas psicológicos. En el estudio participaron 432 universitarios españoles con discapacidad de seis universidades (35 %: discapacidad motora, 22,7 %: discapacidad sensorial y 42,1 %: otras discapacidades, excluyendo la discapacidad psíquica o intelectual). El UPI se evaluó mediante el Test de Adicción a Internet (IAT), mientras que los problemas psicológicos se evaluaron mediante el cuestionario Clinical Outcomes in Routine Evaluation-Outcome Measure (CORE-OM). La prevalencia del UPI fue del 6,3 %, y no hubo diferencias estadísticamente significativas por sexo, tipo de discapacidad o estudios. Sí hubo diferencias en función de la edad (< 22 mostraron una prevalencia 5 veces mayor), origen de la discapacidad (discapacidad congénita mostraron una prevalencia 3,7 veces mayor) y tipo principal de uso (recreativo). La prevalencia de problemas psicológicos es significativamente mayor entre los usuarios problemáticos de Internet, en todas las dimensiones medidas por el CORE-OM (problemas psicológicos, bienestar subjetivo, funcionamiento general y riesgo de autolesión y de daño a otros). En conclusión, los estudiantes universitarios con discapacidad desde el nacimiento (independientemente del tipo de discapacidad y del sexo), menores de 22 años y que utilizan Internet principalmente con fines recreativos y las redes sociales tienen mayor riesgo de sufrir trastornos psicológicos y mayor vulnerabilidad a problemas como ansiedad y dificultades en las relaciones sociales.

Palabras clave: estudiantes con discapacidad, adicción a Internet, problemas psicológicos, funcionamiento, bienestar

Abstract

Problematic internet use (PIU) among people with disabilities has received very little attention in scientific literature. The objective of this work is to study PIU among Spanish university students with disabilities, and determine whether it is related to the presence of psychological problems and discomfort. A total of 432 Spanish university students with disabilities from six universities participated in the study (35% motor disability, 22.7% sensory disability and 42.1% other disabilities, excluding psychical or intellectual disability). PIU in the sample was assessed using the Internet Addiction Test (IAT), while psychological problems were assessed using the Clinical Outcomes in Routine Evaluation-Outcome Measure (CORE-OM). PIU prevalence was 6.3%, and significant differences were found by age (< 22 had a PIU prevalence five times higher), onset of disability (prevalence was 3.7 times higher in those with congenital disability) and main type of internet use (recreational). There were no differences by sex, level of education or type of disability. In all the dimensions measured by CORE-OM (psychological problems, subjective well-being, life functioning and risk of self-harm and harm to others), the prevalence of psychological problems was significantly higher among problematic internet users. In conclusion, university students who are disabled from birth (regardless of their type of disability and sex), under the age of 22, and use the internet mainly for social networking and recreational purposes are at greater risk of psychological distress and are more vulnerable to problems like anxiety and difficulties with social relationships.

Key words: students with disabilities, internet addiction, psychological problems, life functioning, wellness

■ Recibido: Junio 2020; Aceptado: Marzo 2021.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334

■ Enviar correspondencia a:

Carlos Herruzo. Departamento de Psicología. Facultad de Ciencias de la Educación. 14071 Córdoba (España). Tel. 957212541.
E-mail: z42hepic@uco.es

Durante las últimas tres décadas, el uso de internet se ha disparado. Hoy representa tal porcentaje de las actividades cotidianas que está modificando de manera significativa las dinámicas de las relaciones sociales, formas de comunicación, movilidad, etc. (Hernández, Ortiz y Uribe, 2013). Sin embargo, en paralelo a este aumento del uso de las nuevas tecnologías, es cada vez mayor la preocupación respecto de dónde exactamente yacen los límites entre el uso adecuado e inadecuado de las mismas. Han surgido en la literatura científica varios términos diferentes para referirse a este fenómeno. Estos incluyen «adicción a Internet», «uso patológico de Internet», «uso problemático de Internet» (UPI) y «uso excesivo de Internet» (Echeburúa y Corral, 2010); todos se refieren a una incapacidad para controlar el uso de Internet que resulta en dificultades psicológicas y sociales y que afectan los estudios y el trabajo en la vida personal (Spada, 2014; Zhou, Li, Li, Wang y Zhao, 2017). Sin embargo, la existencia misma de adicción a Internet es hoy todavía un tema de debate. La clasificación en el DSM-5 (American Psychiatric Association, 2013), a pesar de reconocer trastornos adictivos no relacionados con sustancias dentro de su categoría de Trastornos adictivos relacionados con las sustancias, solo especifica el trastorno de juego patológico y deja otras adicciones conductuales como fenómenos a ser estudiados en futuras investigaciones. La CIE-11, que incluye los trastornos de juegos de azar en línea y videojuegos, tiene el mismo enfoque (OMS, 2019).

Al mismo tiempo, el tema ha atraído una atención creciente por parte de la comunidad científica a lo largo de este periodo, con un aumento exponencial en el número de publicaciones dedicadas a la adicción a Internet o UPI (Kuss, Griffiths y Binder, 2013; Lucena, Raya-Trenas, Herruzo y Herruzo, 2019; Ruiz-Olivares, Lucena, Pino y Herruzo, 2010). Esto se refleja en la profusión de instrumentos que han surgido para evaluar cómo se usan las diferentes tecnologías (teléfonos móviles, Internet, redes sociales, videojuegos, etc.), más de 20 de los cuales se centran específicamente en el uso de Internet (Kraus y Rosenberg, 2014).

A pesar de este aumento general de la investigación del uso normal tanto como del uso problemático de las tecnologías (Carbonell, Fúster, Chamorro y Obsert, 2012), la literatura ha dedicado muy poca atención a determinados grupos de personas que están particularmente afectados por los cambios en los hábitos de vida provocados por este tipo de tecnologías. Uno de estos grupos es el de las personas con discapacidad (Suriá, 2012a). Las características específicas de estas personas y sus condiciones de vida, que en algunos casos las ponen en riesgo de aislamiento social, hacen necesario examinar cómo este grupo vive el gran cambio social de la revolución de las TIC y determinar si les está afectando de forma negativa el uso y abuso de las tecnologías en mayor o menor medida que la población «no discapacitada» (Duplaga y Sluzc, 2019). Las nuevas tecnologías, sin duda, han ayudado

a las personas con discapacidad a obtener mayor autonomía e independencia (Igual, Plaza, Medrano y Rubio, 2014). Los teléfonos móviles, por ejemplo, facilitan el contacto con personas que no están en el mismo espacio físico, tanto para personas con y sin discapacidad (Campbell y Ling, 2009; Perry, O'Hara, Sellen, Brown y Harper, 2001), y pueden ser útiles para eliminar algunas de las barreras que enfrentan las personas con movilidad reducida gracias a aplicaciones que promueven la autonomía, facilitan las tareas diarias, y, por tanto, disminuyen el sentido de estigmatización asociada a tener una discapacidad (Chib y Jiang, 2014). De manera coherente, Söderström (2009) sostiene que el uso de los teléfonos inteligentes ha facilitado la construcción de nuevas identidades en las personas con discapacidad física, permitiéndoles «esconderse» y así aumentar su percepción del empoderamiento, ampliar sus relaciones sociales y ayudándoles a expandir su zona de confort. Söderström también informa de que las personas con discapacidad valoran el teléfono móvil como una herramienta esencial de comunicación en un grado mayor que las personas sin discapacidad, dado que les permiten solicitar ayuda en determinadas situaciones cotidianas que las personas sin discapacidad probablemente no experimentan con la misma frecuencia (Söderström, 2011).

En la literatura, sin embargo, se ha prestado muy poca atención a los problemas relacionados con el uso de Internet experimentados por las personas con discapacidad. Los estudios se han centrado casi exclusivamente en la discapacidad intelectual o el fenómeno de ciberacoso (Simpson, Rose y Ellis, 2016) que sufren personas con discapacidad de distintas edades (Heiman, Olenik-Shemesh y Eden, 2015; Jenaro, et al., 2018), siendo el acoso mayor cuanto más «visible» es la discapacidad (Kowalski, Morgan, Drake-Lavelle y Allison, 2016). En el caso del ciberacoso, las TIC son un medio a través del cual ocurre la conducta violenta, pero la literatura que aborda la cuestión del uso normal o problemático de las tecnologías por parte de las personas con discapacidad, independientemente de los posibles casos de adicción, es escasa. Lathouwers, de Moor y Didden (2009) estudiaron la forma en que 97 adolescentes con discapacidad física acceden y utilizan Internet en los Países Bajos. No hallaron diferencia alguna en cómo los adolescentes con y sin discapacidad física acceden al Internet, y las actividades en línea más comunes fueron similares para ambos grupos, aunque el abuso no se ha estudiado en profundidad. Además, Suriá (2015) comparó el uso abusivo de Internet en una muestra de jóvenes con y sin discapacidad y encontró un mayor nivel de abuso de las tecnologías entre personas con discapacidad motora que entre personas sin discapacidad (Suriá, 2012b), mostrando ambos grupos niveles similares de uso, alrededor del 90 %, durante la adolescencia (Adecco, 2017). La muestra utilizada en el estudio de Suriá, sin embargo, fue pequeña y el análisis no abordó cómo los resultados se relacionaron con los problemas psicológicos encontrados en personas sin discapacidad (Spada, 2014; Zhou et al., 2017). Como ya han

destacado varias revisiones críticas (Aponte, Castillo y González, 2017; James y Tunney, 2017), el factor más relevante desde el punto de vista social es el efecto sobre el bienestar de las personas.

Por tanto, dado que todas las personas, incluso aquellas con algún tipo de discapacidad, se exponen a los efectos tanto beneficiosos como perjudiciales del uso de Internet, y en vista de la escasez de estudios realizados sobre el UPI entre personas con discapacidad, el objetivo de este trabajo fue estudiar el UPI entre universitarios españoles con discapacidad, y determinar si está relacionada con la presencia de problemas psicológicos y malestar.

Método

Participantes

Un total de 432 universitarios españoles con discapacidad participó en el estudio. El 35 % tenía una discapacidad motora, el 22,7 % una discapacidad sensorial, y el 42,1 % otras discapacidades (excluyendo discapacidad cognitiva). El 25 % tenía una discapacidad congénita, mientras que el 75 % la tenía adquirida. El 54,4 % de la muestra era mujer y el 45,6 % era hombre. La edad media fue de 41,90 años ($SD = 13,77$). La homocedasticidad se verificó usando la prueba de chi cuadrado, comparando los grupos según tipo de discapacidad y sexo. Dada la ausencia de resultados significativos, se puede decir que la muestra fue homogénea en estos dos aspectos ($\chi^2 = 2,70$; $p = ,257$). Los participantes fueron reclutados a través de una invitación enviada por correo electrónico por parte de los Servicios de Atención a Universitarios con Discapacidad (UNED [Universidad Nacional de Educación a Distancia] y las universidades de Valencia, Cádiz, Málaga, Jaén, La Laguna, Barcelona y País Vasco) a los estudiantes registrados en sus bases de datos, junto con un enlace a una página web. De un total de 560 personas que accedieron al sitio web, el 23 % rehusó responder a la encuesta. Con respecto a las áreas de estudio, el 24,4 % eran estudiantes de Humanidades; el 41,4 % de Ciencias Sociales, Económicas y Jurídicas; el 11,9 % de Ciencias y Tecnologías y el 22,4 % de Ciencias de la Salud. Por tanto, en general, el 34,2 % estudiaba ciencias y tecnologías, y el 65,8 % estudiaba ciencias sociales y humanidades.

Instrumentos

La primera parte de la encuesta incluyó una serie de preguntas sobre los tipos de discapacidad de los participantes, la naturaleza de la discapacidad (congénita o adquirida) y los años transcurridos desde su inicio. Las preguntas sobre el tipo de discapacidad incluyeron diferentes opciones (auditiva, visual, física y otras). Los estudiantes con discapacidad fueron contactados a través de los servicios de apoyo a los estudiantes con discapacidad de las universidades participantes. Para acceder a dichos servicios, el tipo y grado de

discapacidad del estudiante debe haber sido acreditado por una institución sanitaria reconocida.

Se incluyó también un conjunto de preguntas sobre el uso de Internet por parte de los participantes (porcentaje de tiempo en línea dedicado a ocio, trabajo, estudios y redes sociales). Para facilitar las respuestas, las opciones de respuesta se establecieron como porcentajes (0-25 %, 25-50 %, 50-75 %, 75-100 %). Cuando un participante dio una respuesta 75-100 %, se consideró que usaba Internet principalmente para el propósito en cuestión. También se incluyeron preguntas sobre otras características sociodemográficas (edad, sexo, nota media el año anterior, año de estudios, especialización, universidad).

También se aplicaron los siguientes instrumentos:

Prueba de adicción a Internet de Young (1998), adaptada para hispanohablantes por Carbonell et al. (2012) y validada por Fernández-Villa et al. (2015a) y Pino, Herruzo, Raya, Ruiz-Olivares y Herruzo (2020). Esta prueba analiza el grado en que el uso de Internet afecta a la vida diaria, vida social, productividad, sueño y sentimientos de una persona. Consta de 20 ítems, evaluados en una escala Likert de seis puntos (0 = Nunca; 1 = Casi nunca; 2 = Ocasionalmente; 3 = Con frecuencia; 4 = A menudo; 5 = Siempre). La literatura informa sobre las estructuras internas que varían entre una y seis dimensiones. En este estudio, el Análisis Factorial Exploratorio encontró una estructura tridimensional (CMIN/DF = 3,159; AGFI = ,95; CFI = ,903; NFI = ,865; IFI = ,904; TLI = ,876; RMSEA [90% IC] = ,073 [,066–,081]). La autora (Young, 2011) propone una puntuación de 30 como límite entre el uso normal y patológico. Otros investigadores, como Jelenchick, Becker y Moreno (2012) fijan el límite en 40 puntos. Dada la controversia sobre el número de factores existentes, en este trabajo decidimos analizar el UPI en base a un punto de corte de 40, considerando a quienes obtuvieron puntuaciones de 40 o más como usuarios problemáticos, como han hecho otros estudios con población española (Fernández-Villa et al., 2015a; Fernández-Villa et al. 2015b). El coeficiente de consistencia interna alfa de Cronbach se acerca a ,90. En el presente estudio, el coeficiente alfa de la muestra fue de ,925.

El Clinical Outcomes in Routine Evaluation-Outcome Measure (CORE-OM), de Evans et al. (2002), adaptado para la población española por Trujillo et al. (2016). Es un cuestionario de autoinforme compuesto por 34 ítems que evalúan el estado del individuo en base a cuatro dimensiones: 1) bienestar/malestar subjetivo (4 ítems); 2) problemas/síntomas (12 ítems, medición de ansiedad, depresión, trauma y síntomas físicos); 3) funcionamiento general (12 ítems, evaluación de relaciones íntimas, relaciones sociales y niveles de funcionamiento diario); y 4) riesgo (4 ítems que sirven como indicadores clínicos de intentos de suicidio y autolesiones, y 2 ítems para predecir actos de agresión contra terceros). Las puntuaciones medias por debajo de 1 indican niveles saludables. Las propiedades psicométricas de este test han demos-

trado niveles aceptables de consistencia interna (valores alfa entre ,75 y ,90) y de sensibilidad en las mediciones obtenidas (Evans et al., 2002) y se ha utilizado en numerosos contextos clínicos (Connell et al., 2007; Palmieri et al., 2009) y universitarios (Connell et al., 2007; Botella, 2006).

Procedimiento

Los procedimientos del estudio se implementaron conforme a la Declaración de Helsinki. Una vez que el estudio fue aprobado por la Junta de Revisión Institucional (Comité de Ética) del gobierno regional de Andalucía (ref. 3050, registro 249), se contactó con los Centros de Atención a Universitarios con Discapacidad. Estos centros remitieron por correo electrónico a sus usuarios una invitación a hacer clic en un enlace para participar en una encuesta sobre el uso de las nuevas tecnologías por parte de estudiantes con discapacidad. En el correo electrónico y en la primera página del cuestionario, se les informó que al completar la encuesta daban su consentimiento a la utilización de sus respuestas exclusivamente para fines de investigación y con total confidencialidad, y que no se registraría ningún dato aparte de sus respuestas a la encuesta. Para obtener el consentimiento informado, el texto también incluía: «Al completar esta encuesta, está de acuerdo en participar voluntariamente en este estudio. Puede negarse a participar en el estudio en cualquier momento sin necesidad de dar explicaciones por ello».

Análisis de datos

Dado que la estructura del instrumento había sido motivo de controversia y no había sido validado con estudiantes con discapacidad, en primer lugar, se evaluaron sus dimensiones subyacentes. Para este propósito utilizamos la medida de la adecuación muestral de Kaiser-Mayer-Olkin ($KMO = ,938$), que verificó la idoneidad de la muestra. La prueba de esfericidad de Bartlett $\chi^2 = 3434,76$; $p < ,001$ indicó una relación significativa entre las variables y la viabilidad de aplicar un análisis factorial exploratorio. Se reali-

zó un análisis de los componentes principales con rotación Varimax y normalización de Kaiser para agrupar los 20 ítems del IAT en tres componentes con autovalores superiores a 1, lo que explica el 47,80 % de la varianza. Se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) de la muestra con el programa AMOS.18, y los valores de ajuste fueron aceptables o buenos ($\chi^2 = 470,753$, $p < ,001$; discrepancia mínima dividida por grados de libertad $DMIN/DF = 3,159 (< 5)$; índice de bondad de ajuste ajustado: $AGFI = ,95 (> ,9)$; índice de ajuste comparativo $CFI = ,903 (> ,9)$; $IFI = ,904 (> ,9)$; índice de Tucker-Lewis $TLI = ,876$ (cercano a 1); índice de ajuste de parsimonia: error cuadrático medio de aproximación $RMSEA [IC\ 90\ %] = ,073 [0,066-0,081] (< ,08)$).

Las prevalencias se calcularon con sus respectivos intervalos de confianza de 95 %, mientras que las variables numéricas se analizaron mediante el cálculo de desviaciones medias y estándar. La relación entre el UPI y las dificultades psicológicas, sociales y académicas y otras variables se estudiaron con modelos de regresión logística bivariable y multivariable, calculando las *Odds Ratios* con sus respectivos intervalos de confianza y ajustando por edad, sexo y rama de estudios. Estos análisis se realizaron utilizando el paquete estadístico SPSS.

Resultados

Como se indica en el apartado de Análisis, primero se realizó un análisis factorial exploratorio, seguido de un análisis confirmatorio para comprobar la estructura factorial y el ajuste del cuestionario, el cual no se había utilizado antes con personas con discapacidad. Dada la controversia respecto de su estructura, sin embargo, en el presente trabajo se utilizó la puntuación del cuestionario completo, con un punto de corte para UPI de 40, tal como se menciona en el apartado de Instrumentos.

Como muestra la Tabla 1, la prevalencia de UPI en la muestra fue del 6,3 %, sin diferencias estadísticamente sig-

Tabla 1. Prevalencia de UPI por variables sociodemográficas.

		N	n	%	O	95% IC	B	p
Tipo de discapacidad	Motora	142	9	6,3	1,203	,464-3,117	,185	,704
	Sensorial	87	6	6,9	1,317	,453-3,828	,275	,613
	Otro	169	9	5,3	1			
Edad	<22	41	8	19,5	1			
	>= 22	357	16	4,5	,194	,077-2,486	-1,642	< ,001
Origen	Congénita	90	11	12,2	1			
	Adquirida	274	10	3,6	,272	,111-2,664	-1,302	,004
Sexo	Hombre	181	12	6,6	1			
	Mujer	217	12	5,5	1,213	,531-2,770	,193	,647
Estudios	Ciencias/Tecnología	124	8	6,5	1			
	Humanidades/Ciencias Sociales/Económicas/Derecho	238	14	5,9	,906	,370-2,223	-,098	,830

Nota. N: Usuarios no problemáticos de Internet. n: Usuarios problemáticos. %: Porcentaje de usuarios problemáticos. OR: Odds Ratio. B: Coeficiente B.

Tabla 2. Relaciones entre UPI (IAT) y problemas psicológicos (CORE-OM).

		N	n	%	o	95% IC	B	p
CORE-OM	No clínico	264	8	3	1			
	Clínico	107	11	10,3	3,667	1,432-9,391	1,387	,007
Problemas	No clínico	256	8	4,1	1			
	Clínico	116	12	10,3	3,577	1,421-9,006	1,275	,007
Ansiedad	No clínico	284	8	2,8	1			
	Clínico	89	12	13,5	5,377	2,122-13,621	1,682	<,001
Depresión	No clínico	258	8	3,1	1			
	Clínico	114	12	10,5	3,676	1,460-9,260	1,302	,006
Síntomas traumáticos	No clínico	265	9	3,4	1			
	Clínico	107	11	10,3	3,22	1,338-7,478	1,170	,006
Bienestar subjetivo	No clínico	257	6	2,3	1			
	Clínico	115	14	12,2	5,396	2,083-13,977	1,686	,001
Funcionamiento general	No clínico	264	8	3	1			
	Clínico	107	11	10,3	3,560	1,484-8,541	1,270	,004
Relaciones sociales	No clínico	279	6	2,2	1			
	Clínico	92	13	14,1	6,825	2,580-18,053	1,921	<,001
Relaciones íntimas	No clínico	278	0	0	1			
	Clínico	94	2	2	3,187	1,388-7,317	1,159	,006
Riesgo	No clínico	270	7	2,6	1			
	Clínico	102	13	12,7	5,126	2,059-12,765	1,634	<,001

Nota. N: Usuarios no problemáticos de Internet. n: Usuarios problemáticos. %: Porcentaje de usuarios problemáticos. OR: Odds Ratio. B: Coeficiente B.

Tabla 3. Relaciones entre UPI (IAT) y tipo de uso de Internet.

Tipo de uso	Porcentaje de uso	N	n	%	o	95% IC	B	p
Trabajo y estudio	0-75%	272	22	7,5	1			
	75-100%	102	2	1,9	,141	,027-, 740	-1,959	,021
Redes sociales	0-75%	351	16	4,3	1			
	75-100%	23	8	25,8	7,630	2,484-22,651	2,015	<,001
Recreativo	0-75%	369	19	4,9	1			
	75-100%	5	5	50	10,865	2,494-47,335	2,386	,001

Nota. N: Usuarios no problemáticos de Internet. n: Usuarios problemáticos. %: Porcentaje de usuarios problemáticos. OR: Odds Ratio. B: Coeficiente B.

nificativas por sexo y tipo de discapacidad. Con respecto a la edad, los participantes menores de 22 años tuvieron una prevalencia (*Odds Ratio*: OR) cinco veces mayor que los estudiantes más mayores. En los participantes con discapacidad congénita, la prevalencia de UPI fue 3,7 veces superior.

Como muestra la Tabla 2, la prevalencia de puntuaciones en CORE-OM por encima del punto de corte de riesgo de problemas clínicos (malestar clínicamente significativo) era significativamente mayor entre los estudiantes con UPI en todas las dimensiones medidas por este instrumento, que entre aquellos con valores normales, con valores de *Odds Ratio* entre 3,18 para relaciones íntimas hasta 6,8 para relaciones sociales, y desde 5,39 para bienestar subjetiva hasta 5,37 para ansiedad.

También se exploró la relación entre diferentes tipos de uso de Internet (principalmente para el trabajo y los estudios, las redes sociales y para otras actividades recreativas) (ver Tabla 3). El 50 % de los que dedicó más del 75 % de su tiempo en Internet a actividades recreativas tenía UPI, en comparación con solo el 4,9 % de los que pasaron menos

tiempo en el uso recreativo. Sin embargo, en el caso de las personas que utilizan el Internet principalmente para el trabajo y los estudios, el resultado se invirtió: el 1,9 % de los que lo utilizaban más del 75 % del tiempo para estudiar tenía UPI, y el porcentaje de los que lo utilizaban menos del 75 % del tiempo para el trabajo y los estudios, aumentó a 7,5 %.

Discusión

El objetivo de este estudio fue analizar el UPI entre estudiantes universitarios con discapacidad y determinar si estaba relacionado con la presencia de problemas psicológicos y molestias. Los resultados mostraron que los estudiantes mayores de 22 años de edad con una discapacidad adquirida y que utilizan Internet principalmente para el trabajo y/o los estudios tienen menor riesgo de UPI, independientemente de su tipo de discapacidad, sexo, o rama de estudios. Por el contrario, tienen un mayor riesgo de UPI los menores de 22 años con una discapacidad congénita y cuyo uso de Internet es, sobre todo, de redes sociales

y otras actividades recreativas. También se encontró que el UPI estaba asociado con mayor prevalencia de problemas psicológicos y malestar.

La tasa de UPI entre las personas con discapacidad resultó ser del 6,3 %, una cifra similar a la obtenida por Fernández-Villa et al. (2015a) utilizando el mismo instrumento en universitarios sin discapacidad. Esto contradice los resultados de Suriá (2015), quien encontró un mayor nivel de uso problemático entre los estudiantes con discapacidad que entre los estudiantes sin discapacidad. Sin embargo, estas diferencias pueden deberse al pequeño tamaño de la muestra de Suriá ($n = 128$) y el hecho de que ella aplicó un instrumento diferente, el «Cuestionario de Experiencias Relacionadas con Internet» (CERI) desarrollado por Beranuy, Chamarro, Graner y Carbonell (2009). Este cuestionario utiliza los criterios del DSM-IV-TR para abuso de sustancias y juego patológico y, al igual que el IAT utilizado en el presente estudio, se ha validado para la población española, por lo que es muy probable que las diferencias halladas se deban al pequeño tamaño muestral y/o el método de muestreo («bola de nieve»).

Nuestros resultados no mostraron diferencias con respecto al tipo de discapacidad. Esto también contradice los resultados obtenidos por Suriá (2015), que mostraron una mayor prevalencia de UPI entre las personas con discapacidad motora. Son necesarios más estudios para ayudar a aclarar estas discrepancias, pero, de nuevo, es probable que se expliquen por el uso de Suriá del método de muestro de «bola de nieve». Es más, nuestro estudio encontró diferencias significativas según el origen de la discapacidad, con una mayor prevalencia entre los estudiantes con una discapacidad congénita que entre los que tienen una discapacidad adquirida. Las cifras que obtuvimos son inevitablemente dinámicas debido a los instrumentos que usamos y porque el UPI es un fenómeno cambiante y probablemente creciente. Este problema claramente afecta a un porcentaje importante de la población con discapacidad, por lo que se necesita más investigación.

Dada la escasez de la literatura sobre el problema de UPI en personas con discapacidad, nuestro estudio es uno de los primeros en haber aportado datos que aclaran el impacto que las nuevas tecnologías están teniendo en este colectivo. Duplaga y Sluzc (2019) encontraron que el uso de Internet estaba relacionado con sentimientos de felicidad y mejor salud mental, pero en su estudio solo incluyeron una pregunta dicotómica sobre si las personas usaban o no Internet. Nuestro estudio, sin embargo, se basa en un instrumento que mide directamente el UPI. Los resultados obtenidos por Duplaga y Sluzc (2019) confirman que el uso no problemático de Internet tiene un efecto positivo en el sentido de que puede facilitar mayor autonomía, independencia (Igual et al., 2014) y contacto con personas que no están en el mismo espacio físico (Campbell y Ling, 2009; Perry et al., 2001) y también puede ser útil para eliminar algunas de las barreras

que enfrentan las personas con movilidad reducida (Chib y Jiang, 2014).

Nuestro estudio también muestra que las personas con discapacidad con UPI tienen significativamente más problemas psicológicos que aquellos cuyo uso de dicha tecnología es normal o más controlado. En este sentido, Kraut et al. (1998) informaron de una correlación positiva entre el uso de Internet y la depresión, la soledad y el estrés. Miller (2008) también encontró una relación negativa significativa entre la frecuencia de uso de videojuegos y grados de bienestar en personas con lesiones de la médula espinal. El estudio actual confirma la relación hallada en otros estudios entre el UPI y la presencia de angustia psicológica y problemas como depresión, ansiedad y dificultades con relaciones sociales en la población de personas con discapacidad.

Es de destacar que en todas las dimensiones de angustia psicológica estudiadas con el CORE-OM, un instrumento que proporciona puntos de corte para indicar la presencia de problemas, la prevalencia es significativamente mayor entre aquellos con UPI. Los datos obtenidos en este estudio muestran que las cifras de prevalencia de angustia psicológica y ansiedad son también más de cinco veces más altas. Las cifras obtenidas para el riesgo de autolesión o daño a los demás (Riesgo), que también son 5 veces más altas entre las personas con UPI que entre aquellas cuyo uso de Internet es normal, refuerzan la idea de UPI como un problema real digno de atención, sin ni siquiera entrar en la polémica de si el uso excesivo de Internet debe o no considerarse una adicción.

Nosotros también encontramos que las relaciones sociales problemáticas son más de seis veces más frecuentes entre aquellos con UPI que entre aquellos sin UPI. Teniendo en cuenta los datos obtenidos por Duplaga y Sluzc (2019) y Campbell y Ling (2009), esto parece sugerir que el uso adecuado de Internet favorece la inclusión, pero que el UPI favorece el aislamiento.

En resumen, la relación entre, por una parte, la angustia psicológica, los problemas psicológicos, las malas relaciones sociales y la ansiedad y, por otra parte, el UPI, parece indicar que la «adicción» a Internet puede cumplir una función de evitación del malestar a través del aislamiento social o la evitación experiencial, como ya sugirieron otros estudios (James y Tunney, 2017; Lucena et al., 2019), y que esto puede estar fomentando más aislamiento y, por tanto, más adicción. Esto sería coherente con la mayor prevalencia de UPI hallada entre personas con discapacidad congénita y entre las que utilizan el Internet principalmente para otros fines recreativos. Sin embargo, la naturaleza transversal del estudio nos impide establecer si son los problemas psicológicos los que conducen al UPI o es el UPI el que genera los problemas psicológicos, o si ambos tipos de problema se refuerzan mutuamente, por lo que son necesarios estudios adicionales de diseño longitudinal.

En conclusión, los universitarios menores de 22 años, con discapacidades congénitas (independientemente del tipo) y que utilizan el Internet principalmente para redes sociales y con fines recreativos tienen mayor riesgo de malestar psicológico y problemas.

Reconocimientos

Fuentes de financiación: Proyecto PID2020?117172RB-100 financiado por FEDER/Ministerio de Ciencia e Innovación - Agencia Estatal de Investigación (España). Los autores desean agradecer a los Servicios de Atención a Universitarios con Discapacidad de la Universidad Nacional de Educación a Distancia (UNED) y las Universidades de Valencia, País Vasco, Jaén, Cádiz, Málaga, La Laguna y Barcelona por su colaboración.

Conflicto de intereses

Los autores declaran la inexistencia de conflicto de interés.

Referencias

- Adecco (2017). *Informe Infoempleo- Adecco. Redes Sociales y Mercado de Trabajo en España*. Recuperado de <https://www.adecgroup.es/wp-content/uploads/2017/11/Informe-2017-Empleo-y-Redes-Infoempleo-Adecco.pdf>.
- American Psychiatric Association (2013) *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed). Washington, DC: American Psychiatric Association.
- Aponte, R., Castillo, P. y González, J. (2017). Prevalencia de adicción a internet y su relación con disfunción familiar en adolescentes. *Revista Clínica de Medicina de Familia*, 10, 179-186.
- Botella, L. (2006). Routine evaluation in psychotherapy service: The use of CORE System data. *European Journal of Psychotherapy & Counselling*, 8, 235-241. doi:10.1080/13642530600714672.
- Beranuy Fargues M., Chamarro Lusa A., Graner Jordania C. y Carbonell Sánchez X. (2009). Validación de dos escalas breves para evaluar la adicción a internet y el abuso de móvil. *Psicothema*, 21, 480-485.
- Campbell, S. W. y Ling, R. (2009). Effects of mobile communication. *Media Effects: Advances in Theory and Research*, 592-606. Recuperado de <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.501.7868&rep=rep1&type=pdf>.
- Carbonell, X., Fúster, H., Chamarro, A. y Oberst, U. (2012). Internet and mobile phone addiction: A review of Spanish empirical studies. *Psychologist's Papers*, 33, 82-89.
- Chib, A. y Jiang, Q. (2014). Investigating modern-day Talaria: mobile phones and the mobility-impaired in Singapore. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 19, 695-711. doi:10.1111/jcc4.12070.
- Connell, J., Barkham, M., Stiles, W. B., Twigg, E., Singleton, N., Evans, C. y Miles, J. V. (2007). Distribution of CORE-M scores in a general population, clinical cut-off points and comparison with the CIS-R. *British Journal of Psychiatry*, 190, 69-74. doi:10.1192/bjp.bp.105.017657.
- Duplaga M. y Szulc K., (2019). The association of internet use with wellbeing, mental health and health behaviours of persons with disabilities. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16, 3252. doi:10.3390/ijerph16183252.
- Echeburúa, E. y De Corral, P. (2010). Addiction to new technologies and social networks in young people: A new challenge. *Addictions*, 22, 91-96.
- Evans, C., Connell, J., Barkham, M., Margison, F., McGrath, G., Mellor-Clark, J. y Audin, J. (2002). Towards a standardised brief outcome measure: Psychometric properties and utility of the CORE-OM. *British Journal of Psychiatry*, 180, 51-60. doi:10.1192/bjp.180.1.51.
- Fernández-Villa, T. Molina, A., García-Martín, M. Llorca, J., Delgado-Rodríguez, M. y Martín, V. (2015a). Validation and psychometric analysis of the Internet Addiction Test in Spanish among college students. *BMC Public Health*, 15, 953-963. doi:10.1186/s12889-015-2281-5.
- Fernández-Villa, T., Alguacil, J., Almaraz, A., Cancela, J. M., Delgado-Rodríguez, M., García-Martín, M. ... Martín, V. (2015b). Problematic internet use in university students: Associated factors and differences of gender. *Adicciones*, 27, 265-275. doi:10.20882/adicciones.751.
- Heiman, T., Olenik-Shemesh, D. y Eden, S. (2015). Cyberbullying involvement among students with ADHD: Relation to loneliness, self-efficacy and social support. *European Journal of Special Needs Education*, 30, 15-29.
- Hernández, J., Ortiz, R. y Uribe, A. (2013). Innovation and technological knowledge in the society of the 21st century: The ICT revolution. *Nueva Época*, 13, 89-96.
- Igual, R., Plaza, I., Medrano, C. y Rubio, M. A. (2014). Personalizable smartphone-based system adapted to assist dependent people. *Journal of Ambient Intelligence and Smart Environments*, 6, 569-593. doi:10.5555/2693820.2693822.
- James, R. J. y Tunney, R. J. (2017). The need for a behavioural analysis of behavioural addictions. *Clinical Psychology Review*, 52, 69-76. doi:10.1016/j.cpr.2016.11.010.
- Jelenchick, L. A., Becker, T. y Moreno, M. A. (2012). Assessing the psychometric properties of the Internet Addiction Test (IAT) in US college students. *Psychiatry Research*, 196, 296-301. doi:10.1016/j.psychres.2011.09.007.
- Jenaro, C., Flores, N., Vega, V., Cruz, M., Pérez, M. C. y Torres, V. A. (2018). Cyberbullying among adults with intellectual disabilities: Some preliminary data. *Research in Developmental Disabilities*, 72, 265-274. doi:10.1016/j.ridd.2017.12.006.

- Kowalski, R. M., Morgan, C. A., Drake-Lavelle, K. y Allison, B. (2016). Cyberbullying among college students with disabilities. *Computers in Human Behavior*, 57, 416-427. doi:10.1016/j.chb.2015.12.044.
- Kraus, S. y Rosenberg, H. (2014). The pornography craving questionnaire: Psychometric properties. *Archives of Sexual Behavior*, 43, 451-462. doi:10.1007/s10508-013-0229-3.
- Kraut, R., Patterson, M., Lundmark, V., Kiesler, S., Mukhopadhyay, T. y Scherlis, W. (1998). Internet paradox: A social technology that reduces social involvement and psychological well-being? *American Psychologist*, 53, 1017-103. doi:10.1037/0003-066X.53.9.1017.
- Kuss D. J., Griffiths M. D. y Binder J. F. (2013). Internet addiction in students: prevalence and risk factors. *Computers in Human Behavior*. 29, 959-66. doi:10.1016/j.chb.2012.12.024.
- Lathouwers, K., de Moor, J. y Didden, R. (2009). Access to and use of internet by adolescents who have a physical disability: A comparative study. *Research in Developmental Disabilities*, 30, 702-711. doi:10.1016/j.ridd.2008.09.003.
- Lucena, V., Raya-Trenas, A., Herruzo, J. y Herruzo, C. (2019). Addiction or abuse of ICTs? In: M. J. Osuna y M^a I. Amor (Eds.), *La transversalidad de género* (pp. 111-121). Madrid: Síntesis.
- Miller, S. M. (2008) The effect of frequency and type of internet use on perceived social support and sense of well-being in individuals with spinal cord injury. *Rehabilitation Counseling Bulletin*, 51, 148-158.
- Organización Mundial de la Salud (2019). International Classification of Diseases. Recuperado de <https://icd.who.int/browse11/l-m/en>.
- Palmieri, G., Evans, C., Hansen, V., Brancaloni, G., Ferrari, S., Porcelli, P., ... Rigatelli, M. (2009). Validation of the Italian version of the clinical outcomes in routine evaluation outcome measure (CORE-OM). *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 16, 444-449. doi:10.1002/cpp.646.
- Perry, M., O'hara, K., Sellen, A., Brown, B. y Harper, R. (2001). Dealing with mobility: Understanding access anytime, anywhere. *ACM Transactions on Computer-Human Interaction*, 8, 323-347. doi:10.1145/504704.504707.
- Pino, M. J., Herruzo, J., Raya, A., Ruiz-Olivares, R. y Herruzo, C. (2020). Development of IAT-12, a reduced Spanish version of the Internet Addiction Test. *Current Psychology*. doi:10.1007/s12144-020-01167-4.
- Ruiz-Olivares, R., Lucena, V. Pino, M. J. y 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. doi:10.20882/adicciones.171.
- Simpson, C. G., Rose, C. A. y Ellis, S. K. (2016). Gender discrepancies and victimization of students with disabilities. *Remedial and Special Education*, 37, 296-307. doi:10.1177/0741932516646082.
- Söderström, S. (2009). The digital town square: Information and communication technology as an opportunity and a barrier to social relations for disabled youth. In: C. A. Marshall, E. Kendall, M. E. Banks y R. M. S. Gover (Eds.), *Disabilities: Insights from across fields and around the world, vol 2: The context: Environmental, social, and cultural considerations; disabilities: Insights from across fields and around the world* (pp. 61-80, Chapter XXII, 331 Pages). Santa Barbara, CA: Praeger/ABC-CLIO.
- Söderström, S. (2011). Staying safe while on the move: Exploring differences in disabled and non-disabled young people's perceptions of the mobile phone's significance in daily life. *Young*, 19, 91-109. doi:10.1177/2F110330881001900106.
- Spada, M. M. (2014). An overview of problematic internet use. *Addictive Behaviors*, 39, 3-6. doi:10.1016/j.addbeh.2013.09.007.
- Suriá, R. (2012a). La discapacidad en nuestros jóvenes, ¿fomenta las relaciones normalizadas a través de las redes sociales online o les hace adictos a ellas? *Revista Electrónica de Tecnología Educativa*, 41, 1-17.
- Suriá, R. (2012b). Redes sociales online y su utilización para mejorar las habilidades sociales en jóvenes con discapacidad. *Escritos de Psicología*, 5, 16-23. doi:10.5231/psy.writ.2012.1809.
- Suriá, R. (2015). Disability in young people, increases the risk of excessive internet use? *Health and Addictions*, 15, 15-24.
- Trujillo, A., Feixas, G., Bados, A., García-Grau, E., Salla, M., Medina, J.... Evans, C. (2016). Psychometric properties of the Spanish version of the Clinical Outcomes in Routine Evaluation – Outcome Measure. *Neuropsychiatric Disease and Treatment*, 12, 1457. doi:10.2147/NDT.S103079.
- Young, K. S. (1998). Internet addiction: The emergence of a new clinical disorder. *Cyberpsychology and Behavior*, 1, 237-244. doi:10.1089/cpb.1998.1.237.
- Young, K. S. (2011). Clinical assessment of internet-addicted clients. In: K. Young y C. Abreu (Eds.), *Internet addiction: A handbook and guide to evaluation and treatment* (pp. 19-34). New Jersey: John Wiley & Sons.
- Zhou, Y., Li, D., Li, X., Wang, Y. y Zhao, L. (2017). Big five personality and adolescent internet addiction: The mediating role of coping style. *Addictive Behaviors*, 64, 42-48. doi:10.1016/j.addbeh.2016.08.009.

REVISIÓN

Mortalidad atribuida al consumo de tabaco en España: Revisión sistemática

Smoking-attributable mortality in Spain: A systematic review

JULIA REY-BRANDARIZ*, MÓNICA PÉREZ-RÍOS*, **, MARIA ISOLINA SANTIAGO-PÉREZ***, LEONOR VARELA-LEMA*, ****, ALEXANDRA GIRALDO-OSORIO*, *****, NEREA MOURINO*, ALBERTO RUANO-RAVINA*, **.

Este artículo forma parte de la tesis doctoral de Julia Rey Brandariz.

*Área de Medicina Preventiva y Salud Pública, Universidad de Santiago de Compostela, Santiago de Compostela, España.

**CIBER de Epidemiología y Salud Pública, CIBERESP.

***Servicio de Epidemiología. Dirección General de Salud Pública. Xunta de Galicia, Santiago de Compostela, España.

****Unidad de Asesoramiento Científico-Técnico, Agencia Gallega de Conocimiento en Salud (avalat, ACIS), Santiago de Compostela, España.

*****Departamento de Salud Pública, Grupo de Investigación Promoción de la Salud y Prevención de la Enfermedad (GIPSE), Universidad de Caldas, Manizales, Colombia.

*****Fundación Carolina, Madrid, España.

Resumen

La mortalidad atribuida (MA) al consumo de tabaco es un indicador que refleja la evolución de la epidemia tabáquica a nivel poblacional. El objetivo de este trabajo es identificar y describir los estudios publicados que hayan estimado MA al consumo de tabaco en España. Se realizó una búsqueda en las bases de datos de PubMed y EMBASE de los trabajos publicados hasta el 15/04/2021. Se incluyeron estudios que estimaron MA en España en su conjunto o en unidades territoriales. Se identificaron 146 estudios y 22 cumplieron los criterios de elegibilidad. La primera estimación de MA en España data de 1978 y la última de 2017. En 12 estudios se estimó la MA a nivel nacional, 8 en comunidades autónomas, 1 a nivel provincial y 1 en una ciudad. La mayoría de estimaciones se realizaron en adultos mayores de 34 años categorizados como fumadores, exfumadores y nunca fumadores. La mortalidad observada derivó en todos los estudios de registros oficiales y los riesgos relativos mayoritariamente del *Cancer Prevention Study II*. En el periodo analizado se observó una disminución en la carga de MA en relación con la mortalidad total. En España se dispone de estimaciones de MA a nivel global, pero no tienen periodicidad regular y es infrecuente que se realicen en unidades territoriales. Debido a variaciones en la metodología y en las fuentes de datos es difícil evaluar de forma precisa cambios en la MA. Sería necesario disponer de estimaciones periódicas globales y regionales para monitorizar correctamente la epidemia tabáquica en España.

Palabras clave: mortalidad/fumar, tabaco, España, mortalidad

Abstract

Smoking-attributable mortality (SAM) is an indicator that reflects the evolution of the tobacco epidemic at the population level. The objective of this study is to identify and to describe published studies that have estimated SAM in Spain. A search in PubMed and EMBASE databases was performed, limited to studies published until April 15th, 2021. Studies that estimated SAM in Spain or its constituent regions were included. Of the 146 studies identified, 22 met eligibility criteria. The first estimate of SAM in Spain dates from 1978 and the last from 2017. Twelve of the studies found estimated SAM at national level, 8 in regions, 1 in a province and 1 in a city. Most estimates were made for adults aged over 34, categorized as smokers, ex-smokers and never smokers. Observed mortality derived, in all studies, from official records, and relative risks mostly from Cancer Prevention Study II. In the period analyzed, a decrease in the burden of SAM was observed. In Spain, different SAM estimates are available globally, but they do not have regular periodicity, and such estimates are infrequently made by region. Due to variations in methodology and data sources, it is difficult to assess changes in SAM. Having global and regional periodic estimates would be necessary to correctly monitor the tobacco epidemic in Spain.

Key words: death, smoking, Spain

■ Recibido: Agosto 2020; Aceptado: Abril 2021.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334

■ Enviar correspondencia a:

Mónica Pérez Ríos. Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública, Universidad de Santiago de Compostela, Santiago de Compostela, España. Teléfono-Fax: 0034881812277. E-mail: monica.perez.rios@usc.es

El consumo de tabaco es la principal causa de muerte evitable a nivel mundial, debido a su elevada prevalencia y magnitud de asociación con diferentes causas de muerte (U.S. Department of Health and Human Services, 2014). En España, el 28,2% de los hombres y el 20,8% de las mujeres de 16 y más años eran fumadores en 2017 (Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar, 2018). Según los datos del Instituto Nacional de Estadística (INE), en 2018 las enfermedades del sistema circulatorio, tumores y enfermedades respiratorias fueron las principales causas de muerte en España, todos ellos grandes grupos de causas de muerte asociados al consumo de tabaco (Instituto Nacional de Estadística, 2018).

Por ello, la Organización Mundial de la Salud (OMS) ha desarrollado estrategias como el MPOWER (*Monitor, Protect, Offer, Warn, Enforce, Raise*) y convenios como el “Convenio Marco de la OMS para el control del tabaco” con el fin de construir alianzas entre países que permitan elaborar políticas, movilizar recursos y planificar intervenciones para reducir el consumo de tabaco. Una de las estrategias implantadas en el MPOWER es la monitorización, entendida como la vigilancia de los indicadores que permitan describir la evolución de la epidemia tabáquica en la población (Organización Mundial de la Salud, 2008).

La epidemia tabáquica se puede monitorizar empleando diversos indicadores. Uno de ellos es la mortalidad atribuida (MA) al consumo de tabaco, que permite analizar de forma objetiva y sencilla, a partir de la aplicación de diferentes métodos de estimación, la evolución de la epidemia tabáquica y el impacto que genera sobre la salud de las poblaciones (Pérez-Ríos y Montes, 2008). Además, el cálculo de la MA permite comparar el impacto del tabaco entre zonas geográficas, grupos de edad o diferentes enfermedades relacionadas con su consumo.

En España, se han publicado estudios que estiman el impacto del tabaco en la mortalidad de la población. Estos estudios difieren en su alcance geográfico, fecha de publicación y metodología. Disponer de una revisión de toda la información disponible hasta el momento sobre el impacto del consumo de tabaco en la mortalidad de España y/o de sus unidades territoriales es fundamental para tener una visión completa de su impacto en la población española y para conocer cómo ha evolucionado a lo largo del tiempo. El objetivo de esta revisión es identificar y describir estos estudios.

Métodos

La metodología de búsqueda siguió las recomendaciones PRISMA (*Preferred Reporting Items for Systematic reviews and Meta-Analyses*) (Page et al., 2021; Rethlefsen et al., 2021).

Búsqueda bibliográfica

Se realizó una búsqueda en las bases de datos MEDLINE (PubMed) y EMBASE utilizando como estrategia de búsqueda

queda (((mortality) AND attribut*) AND (smok* OR tobacco)) AND (Spain OR nombre de las comunidades y ciudades autónomas). En la base de datos EMBASE, la búsqueda se filtró por título, resumen y palabras clave. Los duplicados fueron eliminados manualmente. La búsqueda se completó con la revisión manual en metabuscadores como Google académico y con la revisión de la bibliografía de los registros que cumplieron con los criterios de selección.

La búsqueda se realizó el 1 de junio de 2020 y se actualizó el 15 de abril de 2021. Se configuró una alerta en PubMed para obtener actualizaciones semanales de nueva literatura hasta esa fecha. La revisión sistemática se registró en el sistema PROSPERO (Rey-Brandariz et al., 2021).

Criterios de elegibilidad

Se incluyeron todos los estudios que estimaron la MA al consumo de tabaco en España, con independencia del método de estimación empleado, en su conjunto o en unidades territoriales menores como comunidades autónomas (CCAA), provincia o ciudad publicados hasta el 15 de abril de 2021. No se incluyeron informes, comunicaciones a congresos, trabajos de simulación, trabajos que no realizaran estimaciones en población general, estimaciones conjuntas con otros factores de riesgo, reanálisis de MA, que estimarán exclusivamente años potenciales de vida perdidos (APVP), analizaran morbilidad o realizaran proyecciones. La búsqueda no se limitó por idioma.

Selección de estudios y extracción de la información

Dos investigadores (JRB y AGO) revisaron, de forma independiente, los títulos y resúmenes de los registros identificados. Se obtuvieron y leyeron a texto completo los registros preseleccionados por ambos. La información de los registros que cumplieron criterios de elegibilidad se extrajo en una base de datos. La información extraída de cada registro fue: año y revista de publicación; en relación con la MA: ámbito geográfico (lugar geográfico para el que se hizo la estimación), ámbito temporal (año/s de las estimaciones), edades a estudio, grupos de edad para los que se estimó la MA y método de estimación empleado; en relación con la prevalencia de consumo: fuente de datos, año del estudio del que deriva la prevalencia, categorías de consumo de tabaco empleadas (fumador, exfumador, nunca fumador) y grupos de edad; en relación a los riesgos relativos (RR): fuente de datos y en relación con la mortalidad observada (MO): fuente de datos, año de mortalidad y causas analizadas. Se extrajo información sobre el porcentaje de MA frente a la MO en global, en hombres y en mujeres; el grupo de causas de muerte (tumores, enfermedades cardiovasculares/cardiometabólicas y respiratorias) y la causa específica de muerte con mayor carga de MA al consumo de tabaco en ambos sexos, en hombres y en mujeres. Las

diferencias en la extracción realizada por los dos investigadores (JRB y AGO) se resolvieron por consenso.

Resultados

Resultados de la búsqueda

Se obtuvieron 146 registros de los cuales 22 cumplían con los criterios de elegibilidad. La búsqueda en EMBASE aportó 13 registros no identificados en la búsqueda en PubMed, de estos 13 registros uno cumplió con los criterios de inclusión. La revisión de la bibliografía de los estudios incluidos aportó dos registros y la búsqueda en Google académico no aportó ningún registro a mayores. Se identificaron 34 registros potencialmente relevantes y de estos se excluyeron

12 después de la lectura a texto completo. Los motivos de exclusión fueron que las estimaciones se realizaron en una población específica (población en edad de trabajar: 35-64 años) (Olivia-Moreno, Trapero-Bertran y Peña-Longobardo, 2019), la estimación era conjunta con otros factores de riesgo (Janssen, Trias-Llimós y Kunst, 2021), realizaban un reanálisis de la MA calculada en anteriores estudios (Haeberer et al., 2020), no realizaban atribución de mortalidad (Gregoraci et al., 2017; Kulik et al., 2014; Long et al., 2021; Mackenbach et al., 2015, Rodríguez Tapióles, Pueyos Sánchez, Bueno Cavanillas, Delgado Rodríguez y Gálvez Vargas, 1994), estimaban APVP (García Benavides y Hernández Aguado, 1989), analizaban morbilidad (González-Enríquez et al., 2002); o eran proyecciones (Banegas

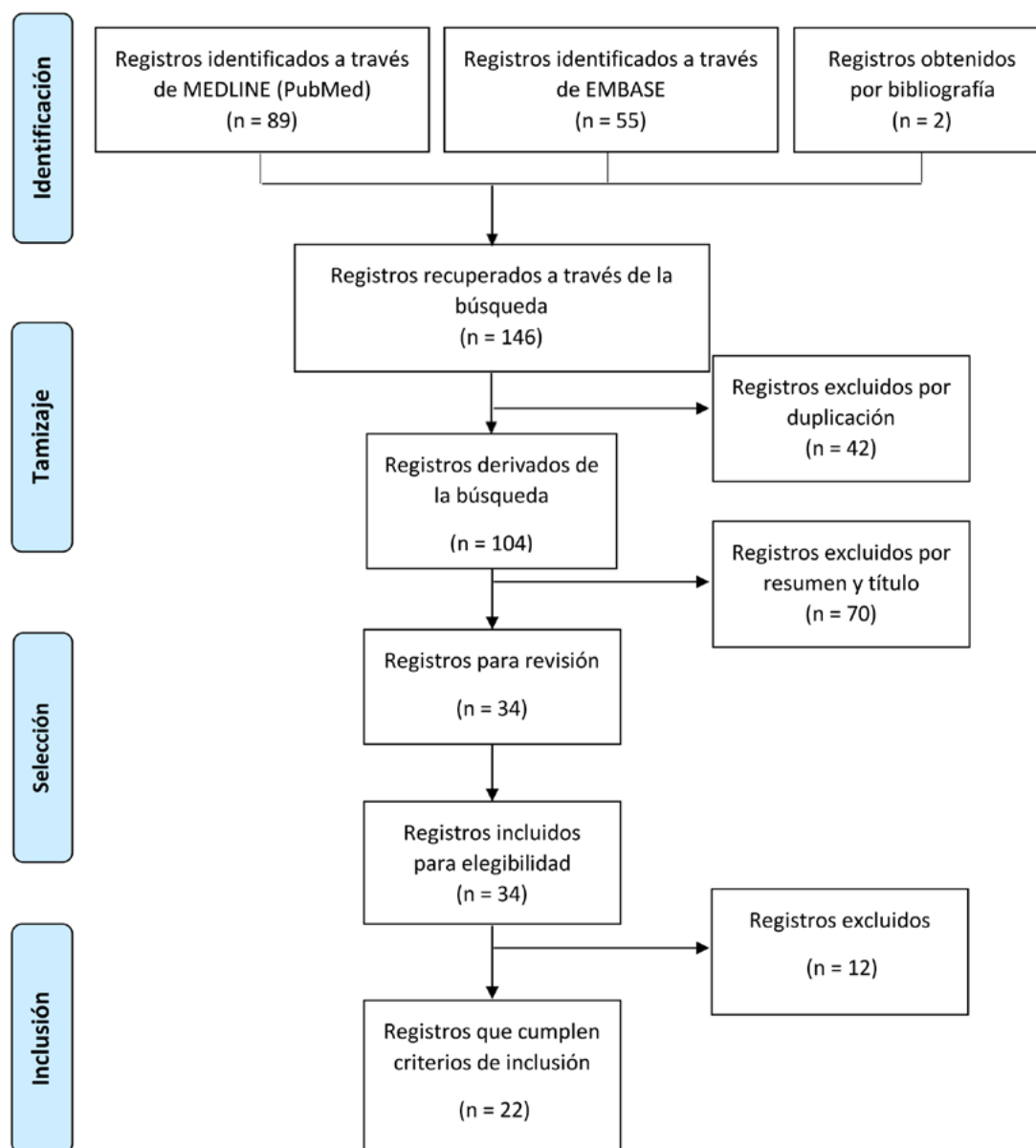


Figura 1. Flujograma de la búsqueda bibliográfica.

Banegas et al., 1993; Sánchez et al., 2010). El proceso de selección de registros aparece reflejado en la Figura 1, y en la Tabla 1 se describen las principales características de los estudios incluidos.

Características de los estudios incluidos

En cuanto a los estudios incluidos, 12 realizaron estimaciones de MA a nivel nacional (Banegas et al., 2011; Banegas, Díez Gañán, González Enríquez, Villar Álvarez y Rodríguez-Artalejo, 2005; Banegas, Díez Gañán, Rodríguez-Artalejo, Pérez-Regadera y Villar Álvarez, 2001; Banegas, Rodríguez-Artalejo, Graciani, Billar y Herruzo, 2003; González Enríquez, Rodríguez Artalejo, Banegas Banegas y Villar Álvarez, 1989a; González Enríquez, Rodríguez Artalejo, Martín Moreno, Banegas Banegas y Villar Álvarez, 1989b; González Enríquez, Villar Álvarez, Banegas Banegas, Rodríguez Artalejo y Martín Moreno, 1997; Gutiérrez-Abejón et al., 2015; Hernández-García, Sáenz-González y González-Celador, 2010; Montes, Pérez-Ríos y Gestal, 2004; Pérez-Ríos et al., 2020; Rey et al., 2022), 8 en CCAA (Bello Luján, Lorenzo Ruano, Gil Muñoz, Saavedra Santana y Serra Majem, 2001; Criado-Álvarez, Morant Ginestar y De Lucas Veguillas, 2002; Pérez Ríos et al., 2009; Pérez Ríos et al., 2011; Santana Armas, Orengo, Santana Armas, Lorenzo y Serra Majem, 1998; Santos Zarza, Valero Juan y Sáenz González, 2001; Valero Juan, Carrero Santos, Nelia Lubián y Sáenz González, 1999; Zorrilla-Torras, García-Marín, Galán-Labaca y Gandarillas-Grande, 2005), 1 a nivel provincial (Granada) (Rodríguez Tapioles et al., 1997) y 1 en una ciudad (Barcelona) (Jané, Borrell, Nebot y Pasarín, 2003). A nivel nacional, se realizaron estimaciones para el periodo 1978-1992 y en los años: 1983, 1984, 1998, 2012, 2016 y 2017 y en 2 ocasiones para 2001 y 2006. Galicia y las Islas Canarias son las CCAA con el mayor número de estimaciones de MA al consumo de tabaco.

El método dependiente de prevalencias se empleó para estimar la MA en todos los estudios, exceptuando un estudio realizado en Galicia en el que se utilizó el método independiente de prevalencias. En relación con la edad de la población a estudio, 15 análisis se realizaron en adultos de 35 años y más, 4 en población de 15/18 años y más y en 3 estudios no se indicó la edad. En 20 de los 21 estudios en los que se empleó el método dependiente de prevalencias, éstas procedían de encuestas nacionales o locales y en 15 se tuvieron en cuenta 3 categorías de consumo: fumadores, exfumadores y nunca fumadores. La MO derivó en todos los estudios de registros oficiales y en 16 de los 22 estudios, los RR derivaron del *Cancer Prevention Study II* (CPS-II) (Tabla 1).

En 15 estudios se estimó la MA para más causas de muerte que las asociadas causalmente al consumo de tabaco en el informe del *Surgeon General* de referencia para el año de la estimación y en 4 se atribuyó la mortalidad a las

causas con relación causal establecida al consumo de tabaco en el momento de la estimación (Tabla 1).

En todos los estudios, la atribución de mortalidad se centró en el consumo de tabaco, excepto en dos estudios; uno realizado en Barcelona (Jané et al., 2003) en el que también se estimó la MA al consumo de alcohol y otro en España en el que también se estimó MA a la tensión arterial, sobrepeso/obesidad y diabetes (Banegas et al., 2003).

Resultados de la estimación de la MA al consumo de tabaco

En el año 1978, se estimó que el 13,7% de las muertes observadas a nivel nacional se atribuyeron al consumo de tabaco (González Enríquez et al., 1997), este porcentaje aumentó hasta un 16,0% en 1998 (Banegas et al., 2001), se mantuvo en torno al 15%-16% hasta 2012 (Gutiérrez Abejón et al., 2015) y disminuyó hasta el 13,7% en 2016 (Pérez Ríos et al., 2020). Por CCAA la proporción de MA frente a la MO en Castilla y León fue del 9,4% en 1995 (Santos Zarza et al., 2001) y en Extremadura del 11,7% en 1993 (Valero Juan et al., 1999). En la estimación realizada en 2017, la MA aumentó en ambas CCAA a un 11,3% y 13,6%, respectivamente (Rey et al., 2022). En las Islas Canarias el porcentaje de MA alcanzó el 20,7% en 1975, descendió a 15,3% en 1994 (Bello Luján et al., 2001) y se mantuvo estable en 2017 (15,3%) (Rey et al., 2022). Las estimaciones para Castilla La Mancha fueron del 18,7% en 1987 y 1997 (Criado Álvarez et al., 2002) y del 12,4% en 2017 (Rey et al., 2022).

En hombres, se estimó que la MA al tabaco supuso el 20,3% de la MO total en 1983 (González Enríquez et al., 1989a), aumentó al 28,3% en 1998 (Banegas et al., 2001) y disminuyó a partir del 2001 (Banegas et al., 2005), hasta alcanzar el 22,6% en 2012 (Gutiérrez Abejón et al., 2015). En mujeres, el porcentaje de MA al tabaco, frente a la MO total, fue de un 5,4% en 1983 (González Enríquez et al., 1989a), se situó en torno al 2%-3% entre 1992-2001 (Banegas et al., 2001; Banegas et al., 2005; González Enríquez et al., 1997; Montes et al., 2004,) y aumentó al 7,8% en 2006 (Hernández García et al., 2010). La MA en hombres fue descendiendo al avanzar el año a estudio; así, en 1998 era del 92,5% (Banegas et al., 2001), i.e el 92,5% de la MA al consumo de tabaco sucedía en los hombres, del 91,0% en 2001 (Banegas et al., 2005; Montes et al., 2004); y del 84%-85% en 2016 y 2017 (Pérez Ríos et al., 2020; Rey et al., 2022).

El primer estudio que estimó la MA en España en 1978, estableció que el 51, 4% de la MA al consumo de tabaco había sido por enfermedades cardiovasculares/cardio-metabólicas, lo que las situó como el grupo de causas con mayor carga de MA (González Enríquez et al., 1997). Este porcentaje disminuyó al 30%-35% en las estimaciones realizadas entre 2001 y 2006 (Hernández-García et al., 2010; Montes et al., 2004), y al 27,5% en la estimación realizada en 2017 (Rey et al., 2022). A partir de los años 90, los tumo-

Tabla 1. Principales características de los estudios que estiman mortalidad atribuida (MA) al consumo de tabaco en España (nivel nacional, comunidad autónoma, provincia, ciudad), 1978-2017.

Autor	Ámbito	Año estimación MA	Edad población	Grupos de edad de la estimación	Prevalencia		Riesgo Relativo		Mortalidad observada			
					Año	Categorías consumo	Grupos de edad	Fuente	Año	Año SGφ	Causas no incluidas¶	Causas adicionales¶
NACIONAL												
González Enríquez et al., 1989a	España	1983	–	–	1970-1979	–	–	Diferentes estudios	1983	1984	–	Asma
González Enríquez et al., 1989b	España	1984	–	–	–	–	–	Diferentes estudios	1984	1984	–	Asma
González Enríquez et al., 1997	España	1978-1992	≥ 35 años	35-44 / 45-64 / ≥ 65	1978-1992	Fumador, exfumador, nunca fumador	35-44 / 45-64 / ≥ 65	CPS II	1978-1992	1989	Otras vascularest	Enfermedad hipertensiva, neumonía e influenza y asma
Banegas et al., 2001	España	1998	≥ 35 años	No especifican	1997	Fumador, exfumador, nunca fumador	35-64 / ≥ 65	CPS II	1998	1989	–	Tuberculosis, neumonía e influenza y asma
Banegas et al., 2003	España	–	≥ 35 años	–	1987	–	–	CPS II	1995-1999	1989	–	Enfermedad hipertensiva, tuberculosis, neumonía e influenza y asma
Montes et al., 2004	España	2001	≥ 35 años	No especifican	2001	Fumador, exfumador, nunca fumador	35-64 / ≥ 65	CPS II	2001	1989	–	Enfermedad hipertensiva, neumonía y gripe
Banegas et al., 2005	España	2001	≥ 35 años	35-64 / ≥ 65	2001	Fumador, exfumador, nunca fumador	35-64 / ≥ 65	CPS II	2001	2004	–	Varias §
Hernández García et al., 2010	España	2006	≥ 35 años	No especifican	2006	Fumador, exfumador, nunca fumador	35-64 / ≥ 65	CPS II	2006	1989	–	Enfermedad hipertensiva, neumonía, gripe, tuberculosis y asma
Banegas et al., 2011	España	2006	≥ 35 años	35-64 / ≥ 65	2006	Fumador, exfumador, nunca fumador	35-64 / ≥ 66	CPS II	2006	1989	–	Varias §
Gutiérrez Abejón et al., 2015	España	2012	≥ 18 años	No especifican	2012	Fumador, exfumador, nunca fumador	18-34 / 35-64 / ≥ 65	CPS II	2012	1989	–	Enfermedad hipertensiva, neumonía, gripe, tuberculosis y asma
Pérez Ríos et al., 2020	España	2016	≥ 35 años	35-54 / 55-64 / 65-74 / ≥ 75	2014 y 2016	Fumador, exfumador, nunca fumador	35-54 / 55-64 / 65-74 / ≥ 75	5 cohortes**	2016	2014	–	–
Rey et al., 2022	España/ 17 CCAA	2017	≥ 35 años	35-54 / 55-64 / 65-74 / ≥ 75	2011,2014 y 2016	Fumador, exfumador, nunca fumador	35-54 /55-64 / 65-74 / ≥ 75	5 cohortes**	2017	2014	–	–
COMUNIDAD AUTÓNOMA, PROVINCIA, CIUDAD												
Rodríguez Tapióles et al., 1997	Granada	1985	≥ 15 años	≤ 45 / 46-65 / 66-75 / ≥ 76	1990	–	–	Metaanálisis	1985	1989	Cáncer cérvix, enfermedad reumática, cardiopulmonar	–
Valero Juan et al., 1999	Extremadura	1993	≥ 15 años	–	1993	Fumador, exfumador, nunca fumador	–	Estudio de Granada (Rodríguez Tapióles et al., 1994)	1993	1989	Enfermedad reumática, cardiopulmonar, aneurisma aórtico, aterosclerosis y otras vascularest	–
Bello Luján et al., 2001	Islas Canarias	1975-1994	≥ 35 años	No especifican	1975-1994	Fumador, exfumador, nunca fumador	35-44 / 45-64 / ≥ 65	CPS II	1975-1994	1989	–	Enfermedad hipertensiva, neumonía e influenza, tuberculosis y asma

Tabla 1. (Cont.)

Autor	Ámbito	Año estimación MA	Edad población	Grupos de edad de la estimación	Prevalencia		Riesgo Relativo		Mortalidad observada			
					Año	Categorías consumo	Grupos de edad	Fuente	Año	Año SGφ	Causas no incluidas¶	Causas adicionales¶
COMUNIDAD AUTÓNOMA, PROVINCIA, CIUDAD												
Santana Armas et al., 1998	Islas Canarias	1995	-	-	1995	-	-	CPS II	1995	1989	Enfermedad reumática, cardiopulmonar, aneurisma aórtico, aterosclerosis y otras vasculares†	Enfermedad hipertensiva y asma
Santos Zarza et al., 2001	Castilla y León	1995	≥ 15 años	-	1993	Fumador, exfumador, nunca fumador	-	Estudio de Granada (Rodríguez Tapióles et al., 1994)	1995	1989	Enfermedad reumática, cardiopulmonar, aneurisma aórtico, aterosclerosis y otras vasculares†	-
Criado Álvarez et al., 2002	Castilla La Mancha	1987 y 1997	≥ 35 años	No especifican	1987 y 1997	-	-	CPS II	1987 y 1997	1989	-	Enfermedad hipertensiva, neumonía e influenza, tuberculosis y asma
Jané et al., 2003	Barcelona	1983-1998	≥ 35 años	35-44 / 45-54 / 55-64 / 65-74 / ≥ 75	1983-1998	-	-	CPS II	1983-1998	1989	-	Enfermedad hipertensiva, neumonía e influenza y asma
Zorrilla Torras et al., 2005	Madrid	1992-1998	≥ 35 años	35-64 / ≥ 65	1992-1998	Fumador, exfumador, nunca fumador	-	CPS II	-	1989	-	Enfermedad hipertensiva, neumonía e influenza, tuberculosis y asma
Pérez Ríos et al., 2009	Galicia	2001-2006	≥ 35 años	35-64 / ≥ 65	2001-2006	Fumador, exfumador, nunca fumador	35-64 / ≥ 65	CPS II	-	2004	-	-
Pérez Ríos et al., 2011	Galicia	1980-2007	≥ 35 años	35-64 / ≥ 65	No procede*	No procede*	No procede*	CPS II	1980-2007	2004	-	-

Nota. CPS II: Cancer Prevention Study II, SG: Surgeon General.

¶ Año del informe de Surgeon General en el que se basó el estudio para establecer las causas de muerte asociadas al consumo de tabaco.

¶ Includido en relación con las causas establecidas por el Surgeon General. Se considera que las causas son las enfermedades con las que se ha establecido una relación causal, y estas últimas corresponden a entidades nosológicas individuales (p. Ej., Cáncer de estómago) o grupos de códigos de la 10ª Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-10) utilizados por la convención internacional (p. Ej., Pulmón se refiere a tráquea, bronquios y pulmón).

† Dentro de "otras vasculares" se incluyen las siguientes enfermedades según códigos CIE-10: I72 (otros tipos de aneurisma), I73 (otras enfermedades vasculares periféricas), I74 (embolia y trombosis arterial), I75 (ateroembolismo), I76 (embolia arterial séptica), I77 (otros trastornos de arterias y arteriolas), I78 (enfermedad de los capilares).

§ Incluye según códigos CIE-10: C46.2, C45.7, C68, I10-I15, I52, I97-I98, R00.1, R00.8, R01.2, G45, G93.6, G93.8, G95.1, M30-M31, J20.9, J98.0, A15-A16, A48.1, B05.2, B90.9, J45-J46, J65

* Método de estimación empleado: independiente de prevalencias.

** The National Institutes of Health- American Association of Retired Persons Diet and Health Study, the American Cancer Society's CPS II Nutrition Cohort, the Women's Health Initiative, the Nurses' Health Study y the Health Professionals Follow-up Study.

res se situaron como el principal gran grupo de causas de MA al consumo de tabaco, así en las últimas estimaciones el 50% de la MA se debió a los tumores (Pérez-Ríos et al., 2020; Rey et al., 2022). La carga de MA a enfermedades respiratorias se ha mantenido estable entorno al 20%-23% desde las estimaciones en 1992 y 1998 (Banegas et al., 2001; González Enríquez et al., 1997), hasta las últimas (Pérez-Ríos et al., 2020; Rey et al., 2022).

En España, en relación con las causas específicas, la cardiopatía isquémica fue reemplazada por el cáncer de pulmón como principal causa específica de MA al tabaco entre los hombres en 1992 (González Enríquez et al., 1997). En las mujeres destaca que la cardiopatía isquémica primero fue reemplazada por la enfermedad pulmonar

obstructiva crónica (EPOC) en 1992 (González Enríquez et al., 1997) y ésta última por el cáncer de pulmón en 2006 (Banegas et al., 2011). En la Tabla 2 se proporciona un resumen detallado de los principales resultados de todos los estudios incluidos.

Discusión

Este trabajo pone de manifiesto que en España las estimaciones de MA no se realizan de forma periódica y que tampoco se dispone de información comparable que permita valorar el impacto que tiene el consumo de tabaco en niveles territoriales más desagregados como las CCAA. A pesar de que los datos apuntan a variaciones en la evolución de la

Tabla 2. Porcentajes de mortalidad atribuida (MA) al consumo de tabaco sobre la mortalidad observada y grupo de causas de muerte y causa específica de muerte con mayor carga de MA al consumo de tabaco. Los datos se presentaron en total (hombres y mujeres), en hombres y en mujeres.

Autor	Ámbito	Año estimación MA	Porcentaje de MA			Grupo de causas de muerte con más MA			Causa específica de muerte con más MA		
			Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
NACIONAL											
González Enríquez et al., 1989a	España	1983	13,0%	20,3%	5,4%	ECV	ECV	ECV	Cardiopatía isquémica	Cardiopatía isquémica	Cardiopatía isquémica
González Enríquez et al., 1989b	España	1984	13,8%	-	-	ECV	ECV	ECV	Cardiopatía isquémica	Cardiopatía isquémica	Cardiopatía isquémica
González Enríquez et al., 1997	España	1978-1992	1978: 13,7% 1992: 14,7%	1992: 26,3%	1992: 2,0%	1978: ECV 1992: tumores	1978: ECV 1992: tumores	1978: ECV 1992: ECV	1978: ACV 1992: cáncer de pulmón	1978: ACV 1992: cáncer de pulmón	1978: ACV 1992: EPOC
Banegas et al., 2001	España	1998	16,0%	28,3%	2,5%	Tumores	Tumores	ECV	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	EPOC
Banegas et al., 2003	España	-	16,0%	-	-	Tumores	Tumores	ECV	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	EPOC
Montes et al., 2004	España	2001	-	24,5%	2,6%	Tumores	Tumores	ECV	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	EPOC
Banegas et al., 2005	España	2001	15,5%	27,1%	2,9%	Tumores	Tumores	ECV	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	EPOC
Hernández García et al., 2010	España	2006	16,2%	23,9%	7,8%	Tumores	Tumores	ECV	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	Otras cardiopatías
Banegas et al., 2011	España	2006	14,7%	25,1%	3,4%	Tumores	Tumores	ECV	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón
Gutiérrez Abejón et al., 2015	España	2012	15,2%	22,6%	7,6%	Tumores	Tumores	ECV	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	Otras cardiopatías
Pérez Ríos et al., 2020	España	2016	13,7%	-	-	Tumores	Tumores	Tumores	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón
Rey et al., 2022	España/ 17 CCAA	2017	12,9%	-	-	Tumores	Tumores	Tumores	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón
COMUNIDAD AUTÓNOMA, PROVINCIA, CIUDAD											
Rodríguez Tapióles et al., 1997	Granada	1985	15,9%	21,2%	10,0%	ECV	ECV	ECV	Cardiopatía isquémica	EPOC	Cardiopatía isquémica
Valero Juan et al., 1999	Extremadura	1993	11,7%	16,8%	6,3%	Tumores	Tumores	ECV	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	ACV
Bello Luján et al., 2001	Islas Canarias	1975-1994	1975: 20,0% 1994: 15,3%	-	-	1975: ECV 1994: ECV	1975: ECV 1994: ECV	1975: ECV 1994: ECV	1975: ACV 1994: cardiopatía isquémica	1975: ACV 1994: cáncer de pulmón	1975: ACV 1994: cardiopatía isquémica
Santana Armas et al., 1998	Islas Canarias	1995	14,9%	20,2%	8,0%	Tumores	-	-	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón
Santos Zarza et al., 2001	Castilla y León	1995	9,4%	7,2%	2,3%	ECV	ECV	ECV	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	Cardiopatía isquémica
Criado Álvarez et al., 2002	Castilla La Mancha	1987 y 1997	1987: 18,7% 1997: 18,7%	1987: 14,2% 1997: 15,0%	1987: 4,5% 1997: 3,8%	1987: ECV 1997: ECV	-	-	1987: ACV 1997: cáncer de pulmón	1987: Cáncer de pulmón 1997: Cáncer de pulmón	1987: Otras cardiopatías 1997: Otras cardiopatías
Jané et al., 2003	Barcelona	1983-1998	1983: 9,6% 1998: 13,8%	1998: 25,1%	1998: 2,9%	1983: ECV 1998: Tumores	1983: ECV 1998: Tumores	1983: ECV 1998: ECV	1998: cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	EPOC
Zorrilla Torres et al., 2005	Madrid	1992-1998	1998: 15,9%	1998: 28,4%	1998: 2,8%	1998: Tumores	1998: Tumores	1998: ECV	1998: Cáncer de pulmón	1998: Cáncer de pulmón	1998: Cáncer de pulmón
Pérez Ríos et al., 2009	Galicia	2001-2006	12,5%	22,4%	2,2%	Tumores	Tumores	Tumores	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	EPOC
Pérez Ríos et al., 2011	Galicia	1980-2007	12,6%	23,5%	1,5%	Tumores	Tumores	ECV y enfermedad respiratoria	Cáncer de pulmón	Cáncer de pulmón	-

Nota. ACV: accidente cerebrovascular, ECV: enfermedad cardiovascular, EPOC: enfermedad pulmonar obstructiva crónica, MA: mortalidad atribuida.

epidemia tabáquica en términos de prevalencia en los diferentes territorios de España, los estudios que estiman MA a un nivel más desagregado, es decir, por CCAA, provincias o ciudades, son escasos y no permiten extraer conclusiones al respecto del impacto sobre la mortalidad.

Todos los estudios que estiman MA al consumo de tabaco en España emplean datos de MO que proceden de la estadística de defunciones por causa de muerte que gestiona el INE, pero no siempre incluyen todas las patologías con relación causal establecida con el consumo de tabaco en el momento de la estimación en los informes del *Surgeon General*. El *Surgeon General* ha publicado 4 informes principales en los que se evalúa el estado de las asociaciones causales entre consumo de tabaco y mortalidad. En el primero, publicado en 1964, se estableció relación causal con el cáncer de pulmón y de laringe en hombres y la bronquitis crónica (U.S. Department of Health, Education and Welfare 1964). El segundo informe, publicado en 1989, incluyó las relaciones causales con varios tumores (pulmón y laringe en ambos sexos, labio, cavidad oral, faringe, esófago, páncreas, cuello de útero, vejiga, riñón y pelvis renal); enfermedades cardiovasculares (cardiopatía isquémica, enfermedad cerebrovascular, enfermedad reumática del corazón, enfermedad cardiopulmonar, aterosclerosis, aneurisma aórtico y otras vasculares (clasificadas según CIE-10 como I72-I78)) (U.S. Department of Health and Human Services, 1989). En el tercer informe, publicado en 2004, se añadieron las relaciones causales de cáncer de estómago, leucemia mieloide aguda y neumonía e influenza (U.S. Department of Health and Human Services, 2004). En el último informe publicado en 2014, se establecieron como nuevas relaciones causales el cáncer colorrectal, cáncer de células hepáticas, tuberculosis y diabetes mellitus. En la actualidad, diferentes causas de muerte como el cáncer de mama continúan en estudio (U.S. Department of Health and Human Services, 2014). Alguno de los estudios de estimación realizados en España o no incluyeron todas las patologías con relación causal establecida en el momento de realización (González Enríquez et al., 1997; Rodríguez Tapióles et al., 1997; Santana Armas et al., 1998; Santos Zarza et al., 2001; Valero Juan et al., 1999) o incluyeron más causas (Banegas et al., 2001; Banegas et al., 2003; Banegas et al., 2005; Banegas et al., 2011; Bello Luján et al., 2001; Criado-Álvarez et al., 2002; González Enríquez et al., 1989a; González Enríquez et al., 1989b; González Enríquez et al., 1997; Gutiérrez-Abejón et al., 2015; Hernández-García et al., 2010; Jané et al., 2003; Montes et al., 2004; Santana Armas et al., 1998; Zorrilla-Torras et al., 2005). Esto último puede ser debido a que varios estudios incorporan patologías sobre las que la evidencia disponible sugería que había una asociación con el consumo de tabaco, sin embargo, no había suficiente evidencia para establecer una relación causal en ese momento.

A día de hoy, no se ha establecido la edad a partir de la que se debe atribuir la mortalidad al consumo de tabaco, aunque la mayoría de los estudios incluyen como límite inferior de edad los 35 años. Estimar la MA en edades tempranas entra en conflicto con el criterio de causalidad de precedencia temporal, según el cual un factor de riesgo causa enfermedad o muerte después de estar expuesto a él durante el tiempo suficiente para que produzca daños. Esta limitación también se puede aplicar a los datos de prevalencia, ya que en varios estudios la prevalencia empleada es temporalmente próxima a la MO y no tiene en cuenta el lapso de tiempo entre la exposición y el efecto. Disponer de una guía metodológica, basada por ejemplo en las guías STROBE, permitiría mejorar la comunicación y homogeneizaría la publicación de los resultados, facilitando la realización de estos análisis.

Desde la primera estimación de MA al consumo de tabaco en 1978, diferentes estudios realizados a nivel nacional reflejan un aumento en la carga de MA al consumo de tabaco hasta el año 2001, momento en el que se observa por primera vez un descenso en los hombres. La comparación directa de las estimaciones es complicada debido a las diferencias entre estudios en cuanto a los cambios en la estructura etaria de la población desde 1978 hasta 2017, los cambios en las causas estudiadas o los riesgos empleados. Si bien, destaca que al comparar la MA en los hombres y en las mujeres, se observa un aumento de la MA en las mujeres en comparación con los hombres, así, en las últimas estimaciones de 2016 y 2017, alrededor del 84%-85% de las muertes atribuidas al tabaco ocurrieron en hombres (Pérez-Ríos et al., 2020; Rey et al., 2022) frente al 96,6% que se observaba en la primera estimación en 1978 (González Enríquez et al., 1997). En países como Estados Unidos de América (EEUU) o Reino Unido donde la epidemia tabáquica está más evolucionada, se empezó a observar el aumento de las cifras de MA en las mujeres décadas antes de verse en las mujeres españolas. En el caso de EEUU, el impacto del consumo de tabaco en la mortalidad femenina empezó a observarse hacia finales de los años 50 y desde entonces las cifras de MA han ido aumentando hasta llegar a igualarse a las masculinas en el periodo 2005-2010 (Peto, Lopez, Boreham y Thun, 2011). En el caso de Reino Unido, el aumento de MA al consumo de tabaco en mujeres comenzó antes de 1950 y, al igual que en EEUU, este porcentaje continuó ascendiendo hasta prácticamente igualarse con los hombres entre 2005-2010 (Peto et al., 2011). En España, en comparación con Reino Unido y EEUU, las mujeres se incorporaron más tarde al consumo de tabaco y el descenso que se observa en la prevalencia de consumo en los hombres desde 1987, no se ha observado en las mujeres hasta 2006. Así, en los hombres, en el periodo 1987-2005, el descenso absoluto promedio anual de la prevalencia en fumadores fue del 1% y en el periodo 2006-2014 del 0,7%. En las mujeres el descenso promedio anual en el periodo

2006-2014 fue del 0,5% (Fernández et al., 2017). Esto hace que hombres y mujeres se sitúen en dos fases diferentes del modelo de evolución de epidemia tabáquica. Los hombres se sitúan en la fase IV caracterizada por el descenso en la prevalencia de consumo y de la MA al tabaco entre la población de 35 a 69 años, y las mujeres aún podrían situarse en una fase III tardía caracterizada por la estabilización de la prevalencia y aumento de la MA (Lopez, Collishaw y Piha, 1994; Thun, Peto, Boreham y Lopez, 2012).

A lo largo de los años, se ha observado un descenso en las muertes por enfermedades cardiovasculares/cardiometa-bólicas atribuidas al consumo de tabaco. Esto puede explicarse tanto por un mejor control de los principales factores de riesgo de las enfermedades cardiovasculares como la hipertensión, la hipercolesterolemia y el sedentarismo, como por el desarrollo de nuevos tratamientos médicos (Flores-Mateo et al., 2011). Este descenso de la MA por enfermedades cardiovasculares/cardiometa-bólicas ha posicionado a los tumores como el grupo de causas al que se atribuye mayor carga de mortalidad. Para interpretar estos cambios hay que considerar las grandes diferencias en el tiempo que transcurre entre la exposición al factor de riesgo y el desenlace en estos grupos de enfermedades, mucho más largo en el caso de los tumores, que en las enfermedades cardiovasculares/cardiometa-bólicas donde los efectos se observan en un plazo de tiempo más corto.

En relación con las causas específicas de muerte, en los hombres se observa como el cáncer de pulmón se posiciona como la principal causa de muerte por consumo de tabaco desde principios de los años 90 (González Enríquez et al., 1997). En las mujeres, el aumento del número de muertes por cáncer de pulmón ha sido más lento y no ha sido hasta las últimas estimaciones de 2016, 2017 y las realizadas en el quinquenio 2010-2014 cuando el cáncer de pulmón se posicionó como primera causa de muerte asociada al consumo de tabaco en las mujeres españolas (Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social, 2016; Pérez-Ríos et al., 2020; Rey et al., 2022). Sin embargo, en países como EEUU y Canadá, donde el consumo de tabaco entre las mujeres empezó antes, el cáncer de pulmón ya se había posicionado como principal causa de muerte en las mujeres en los años 1990 y 1991, respectivamente (Centers for Disease Control and Prevention, 1993; Illing y Kaiserman, 1995).

La limitación más importante de este trabajo está ligada a la dificultad para, en ocasiones, resumir la información de los diferentes trabajos incluidos, ya que son muy heterogéneos en la presentación de sus resultados. Como ventajas destaca el propio diseño de revisión sistemática y la exhaustividad en la recogida de información.

En conclusión, en España se dispone de diferentes estimaciones de MA a nivel nacional, pero no tienen periodicidad regular. Aunque la evolución de la epidemia tabáquica en términos de prevalencia de consumo es diferente en las

unidades territoriales que forman España, existen pocos estudios en los que se valore el diferente impacto que el consumo de tabaco tiene en la mortalidad de las unidades territoriales más pequeñas como CCAA, provincias o ciudades. La edad a partir de la cual se estima la MA, las fuentes de datos o las causas para las que se estima mortalidad no son homogéneas entre los estudios. La actualización de las causas de mortalidad asociadas al consumo de tabaco o el valor puntual del exceso de riesgo de morir que tienen los fumadores y exfumadores, con respeto a los nunca fumadores, dificultan una valoración precisa de los cambios en las estimaciones de MA al consumo de tabaco. En general, se puede afirmar que la MA al consumo de tabaco aumentó en las mujeres españolas desde las primeras estimaciones hasta las más recientes, mientras que, en los hombres, descendió a partir de 2001. En España, actualmente, el cáncer de pulmón es la causa a la que se asocia una mayor MA al consumo de tabaco en ambos sexos. Disponer de estimaciones periódicas globales y a nivel desagregado, como por ejemplo CCAA, sería necesario para monitorizar de forma correcta la epidemia tabáquica en España y valorar el impacto de las diferentes medidas de control de tabaquismo, tanto clínicas como legislativas, que se han implementado en España en los últimos años. A pesar de que en esta revisión se observa que en global la MA al consumo de tabaco está descendiendo en España, las estimaciones más recientes aun sitúan al consumo de tabaco como el factor de riesgo que más muerte causa. Es indiscutible la necesidad de implementar medidas integrales de control de tabaquismo y medidas de prevención primaria y secundaria que permitan avanzar hacia una sociedad libre de tabaco.

Conflicto de intereses

Todos los autores declaran no tener conflictos de intereses.

Referencias

- Banegas, J. R., Díez-Gañán, L., Bañuelos-Marco, B., González-Enríquez, J., Villar-Álvarez, F., Martín-Moreno, J. M.,... Jiménez-Ruiz, C. (2011). Smoking-attributable deaths in Spain, 2006. *Medicina Clínica*, 136, 97-102. doi:10.1016/j.medcli.2010.03.039.
- Banegas, J. R., Díez-Gañán, L., González-Enríquez, J., Villar-Álvarez, F. y Rodríguez-Artalejo, F. (2005). La mortalidad atribuible al tabaquismo comienza a descender en España. *Medicina Clínica*, 124, 769-771. doi:10.1157/13075847.
- Banegas, J. R. B., Díez-Gañán, L., Rodríguez-Artalejo, F., Pérez-Regadera, A. G. y Villar-Álvarez, F. (2001). Smoking-attributable deaths in Spain in 1998. *Medicina Clínica*, 117, 692-694. doi:10.1016/S0025-7753(01)72226-9.
- Banegas, J. R., Rodríguez-Artalejo, F., Graciani, A., Villar, F. y Herruzo, R. (2003). Mortality attributable to

- cardiovascular risk factors in Spain. *European Journal of Clinical Nutrition*, 57 (Supl. 1), S18–S21. doi:10.1038/sj.ejcn.1601804.
- Banegas Banegas, J. R., Rodríguez Artalejo, F., Martín-Moreno, J. M., González Enríquez, J., Villar Álvarez, F. y Guasch Aguilar, A. (1993). Proyección del impacto del hábito tabáquico sobre la salud de la población española y de los beneficios potenciales de su control. *Medicina Clínica*, 101, 644–649.
- Bello Luján, L., Lorenzo Ruano, P., Gil Muñoz, M., Saavedra Santana, P. y Serra Majem, L. (2001). Evolución de la mortalidad atribuible al tabaco en las Islas Canarias (1975-1994). *Revista Española de Salud Pública*, 75, 71-80.
- Centers for Disease Control and Prevention. (1993). Cigarette smoking-attributable mortality and years of potential life lost--United States, 1990. *Morbidity and Mortality Weekly Report*, 42, 645-649.
- Criado-Álvarez, J. J., Morant Ginestar, C. y De Lucas Veiguillas, A. (2002). Mortalidad atribuible al consumo de tabaco en los años 1987 y 1997 en Castilla La Mancha, España. *Revista Española de Salud Pública*, 76, 27-36.
- Fernández, E., Fu, M., Galán, I., López-Medina, M. J., Martínez, C., Martínez-Sánchez, J. M.,... Sureda, F. (2017). *Evolución de las políticas de control de tabaquismo en España (Leyes 28/2005 y 42/2010). Revisión de la evidencia*. Recuperado de <https://www.seepidemiologia.es/documents/dummy/V9.0%20-%20Libro%20Tabaquismo%202017%20-%20Abierto%20Final.pdf>.
- Flores-Mateo, G., Grau, M., O'Flaherty, M., Ramos, R., Elosua, R., Violan-Fors, C.,... Capewell, S. (2011). Análisis de la disminución de la mortalidad por enfermedad coronaria en una población mediterránea: España 1988-2005. *Revista Española de Cardiología*, 64, 988-996. doi:10.1016/j.recesp.2011.05.033.
- García Benavides, F. y Hernández Aguado, I. (1989). A propósito de la mortalidad prematura atribuible al tabaco. *Medicina Clínica*, 93, 274–275.
- Gregoraci, G., van Lenthe, F. J., Artnik, B., Bopp, M., Deboosere, P., Kovács, K.,... DEMETRIQ Consortium (2017). Contribution of smoking to socioeconomic inequalities in mortality: A study of 14 European countries, 1990-2004. *Tobacco Control*, 26, 260–268. doi:10.1136/tobaccocontrol-2015-052766.
- González Enríquez, J., Rodríguez Artalejo, F., Banegas Banegas, J. R. y Villar Álvarez, F. (1989a). Deaths attributed to tobacco consumption in Spain. Correcting and updating the data. *Medicina Clínica*, 93, 79.
- González Enríquez, J., Rodríguez Artalejo, F., Martín Moreno, J., Banegas Banegas, J. R. y Villar Álvarez, F. (1989b). Deaths attributable to tobacco consumption in Spain. *Medicina Clínica*, 92, 15-18.
- González Enríquez, J., Villar Álvarez, F., Banegas Banegas, J., Rodríguez Artalejo, F. y Martín Moreno, J. (1997). Trends in the mortality attributable to tobacco use in Spain, 1978-1992: 600,000 deaths in 15 years. *Medicina Clínica*, 109, 577-582.
- González-Enríquez, J., Salvador-Llivina, T., López-Nicolás, A., Antón De Las Heras, E., Musin, A., Fernández, E. y Pérez-Escolano, I. (2002). Morbilidad, mortalidad y costes sanitarios evitables mediante una estrategia de tratamiento del tabaquismo en España. *Gaceta Sanitaria*, 16, 308–317. doi:10.1016/s0213-9111(02)71929-8.
- Gutiérrez-Abejón, E., Rejas-Gutiérrez, J., Criado-Espiegel, P., Campo-Ortega, E. P., Breñas-Villalón, M. T. y Martín-Sobrino, N. (2015). Smoking impact on mortality in Spain in 2012. *Medicina Clínica*, 145, 520-525. doi:10.1016/j.medcle.2016.04.018.
- Haeberer, M., León-Gómez, I., Pérez-Gómez, B., Téllez-Plaza, M., Pérez-Ríos, M., Schiaffino, A.,... Galán, I. (2020). Social inequalities in tobacco-attributable mortality in Spain. The intersection between age, sex and educational level. *PloS One*, 15, e0239866. doi:10.1371/journal.pone.0239866.
- Hernández-García, I., Sáenz-González, M. C. y González-Celador, R. (2010). Mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España en el año 2006. *Anales del Sistema Sanitario de Navarra*, 33, 23-33. doi:10.4321/s1137-66272010000100003.
- Illing, E. y Kaiserman, M. (1995). Mortality attributable to tobacco use in Canada and its regions, 1991. *Canadian Journal of Public Health*, 86, 257-265. doi:10.1093/PCH/6.2.70.
- Instituto Nacional de Estadística. (2018). *Defunciones según la Causa de Muerte*. Recuperado de <https://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=7947>.
- Jané, M., Borrell, C., Nebot, M. y Pasarín, M. I. (2003). Impact of smoking and alcohol consumption on mortality in the population of Barcelona [Spain]: 1983-1998. *Gaceta Sanitaria*, 17, 108-115. doi:10.1016/s0213-9111(03)71707-5.
- Janssen, E., Trias-Llimós, S. y Kunst, A. E. (2021). The combined impact of smoking, obesity and alcohol on life-expectancy trends in Europe. *International Journal of Epidemiology*, 50, 931-941. doi:10.1093/ije/dyaa273.
- Kulik, M. C., Menvielle, G., Eikemo, T. A., Bopp, M., Jasilionis, D., Kulhánová, I., ...EURO-GBD-SE Consortium (2014). Educational inequalities in three smoking-related causes of death in 18 European populations. *Nicotine and Tobacco Research*, 16, 507–518. doi:10.1093/ntr/ntt175.
- Long, D., Mackenbach, J., Martikainen, P., Lundberg, O., Brønnum-Hansen, H., Bopp, M.,... Nusselder, W. (2021). Smoking and inequalities in mortality in 11 European countries: A birth cohort analysis. *Population Health Metrics*, 19, 3. doi:10.1186/s12963-021-00247-2.
- Lopez, A. D., Collishaw, N. E. y Piha, T. (1994). A descriptive model of the cigarette epidemic in developed countries. *Tobacco Control*, 3, 242–247.

- Mackenbach, J. P., Kulhánová, I., Menvielle, G., Bopp, M., Borrell, C., Costa, G.,... Eurothine and EURO-GBD-SE Consortiums (2015). Trends in inequalities in premature mortality: A study of 3.2 million deaths in 13 European countries. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 69, 207–206. doi:10.1136/jech-2014-204319.
- Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. (2016). *Muertes atribuibles al consumo de tabaco en España, 2000-2014*. Madrid: Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. Recuperado de <https://www.msbs.gob.es/estadEstudios/estadisticas/estadisticas/estMinisterio/mortalidad/docs/MuertesTabacoEspana2014.pdf>.
- Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. (2018). *Encuesta Nacional de Salud de España 2017*. Recuperado de <https://www.msbs.gob.es/estadEstudios/estadisticas/encuestaNacional/encuesta2017.htm>.
- Montes, A., Pérez-Ríos, M. y Gestal, J. (2004). Impacto del tabaquismo sobre la mortalidad en España. *Adicciones*, 16, 75-82.
- Oliva-Moreno, J., Trapero-Bertran, M. y Peña-Longobardo, L. M. (2019). Gender differences in labour losses associated with smoking-related mortality. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16, 3644. doi:10.3390/ijerph16193644.
- Organización Mundial de la Salud. (2008). *OMS | MPOWER un plan de medidas para hacer retroceder la epidemia de tabaquismo*. Recuperado de <http://www.who.int/tobacco/mpower/package/es/>.
- Page, M. J., McKenzie, J. E., Bossuyt, P. M., Boutron, I., Hoffmann, T. C., Mulrow, C. D.,... Moher, D. (2021). The PRISMA 2020 statement: An update guideline for reporting systematic reviews. *British Medical Journal*, 372, n71. doi:10.1136/bmj.n71.
- Pérez-Ríos, M. y Montes, A. (2008). Methodologies used to estimate tobacco-attributable mortality: A review. *BMC Public Health*, 8, 22. doi:10.1186/1471-2458-8-22.
- Pérez-Ríos, M., Santiago-Pérez, M. I., Caramés, S. C., De La Iglesia, B. A., Pintos, A. M. y Vidal, X. H. (2009). Mortalidad y años de esperanza de vida perdidos a causa del tabaquismo en personas mayores de 35 años en Galicia en el período 2001-2006. *Revista Española de Salud Pública*, 83, 557-565. doi:10.1590/s1135-57272009000400007.
- Pérez-Ríos, M., Santiago-Pérez, M. I., Cerdeira-Caramés, S., Alonso, B., Seoane, B., Malvar-Pintos, A. y Hervada-Vidal, X. (2011). Mortality attributable to tobacco consumption in Galicia (Spain): 1980-2007. *Medicina Clínica*, 137, 247-253. doi:10.1016/j.medcli.2010.10.009.
- Pérez-Ríos, M., Schiaffino, A., Montes, A., Fernández, E., López, M. J., Martínez-Sánchez, J. M.,... Galán, I. (2020). Smoking-attributable mortality in Spain in 2016. *Archivos de Bronconeumología*, 56, 559-563. doi:10.1016/j.arbres.2019.11.021.
- Peto, R., Lopez, A.D., Boreham, J. y Thun, M. (2011). *Mortality from smoking in developed countries, 1950-2010*. Recuperado de <https://tobaccocontrol.bmj.com/content/suppl/2012/02/22/tobaccocontrol-2011-050294.DC1/tobaccocontrol-2011-050294.s1.pdf>.
- Rethlefsen, M. L., Kirtley, S., Waffenschmidt, S., Ayala, A. P., Moher, D., Page, M. J. y Koffel, J. B. (2021). PRISMA-S: An extension to the PRISMA statement for reporting literature searches in systematic reviews. *Systematic Reviews*, 10, 39. doi:10.1186/s13643-020-01542-z.
- Rey, J., Pérez-Ríos, M., Santiago-Pérez, M. I., Galán, I., Schiaffino, A., Varela-Lema, L.,... Ruano-Ravina, A. (2022). Mortalidad atribuida al consumo de tabaco en las comunidades autónomas de España, 2017. *Revista Española de Cardiología*, 75, 150-158. doi:10.1016/j.rec.2020.10.023.
- Rey-Brandariz, J., Pérez-Ríos, M., Santiago-Pérez, M. I., Varela-Lema, L., Giraldo-Osorio, A., Mourino, N. y Ruano-Ravina, A. Attributable mortality to tobacco consumption in Spain: A systematic review. PROSPERO 2021 CRD42021240612. Recuperado de https://www.crd.york.ac.uk/prospero/display_record.php?ID=CRD42021240612.
- Rodríguez Tapioles, R., Bueno Cabanillas A, Pueyos Sánchez M, Espigares García, M., Martínez González, M. y Gálvez Vargas, R. (1997). Morbilidad, mortalidad y años potenciales de vida perdidos atribuibles al tabaco. *Medicina Clínica*, 108, 121-127.
- Rodríguez Tapioles, R., Pueyos Sánchez, A., Bueno Cavanillas, A., Delgado Rodríguez, M. y Gálvez Vargas, R. (1994). Proportion of disease attributable to tobacco in the province of Granada. *Medicina Clínica*, 102, 571-574.
- Sánchez, M. J., Payer, T., De Angelis, R., Larrañaga, N., Capocaccia, R., Martinez, C. y CIBERESP Working Group (2010). Cancer incidence and mortality in Spain: Estimates and projections for the period 1981-2012. *Annals of Oncology*, 21 (Supl. 3), iii30–iii36. doi:10.1093/annonc/mdq090.
- Santana Armas, J., Orenge, J., Santana Armas, Y., Lorenzo, P. y Serra Majem, L. (1998). Mortalidad atribuible al tabaquismo en Canarias. *Canarias Médica*, 13, 15-19.
- Santos Zarza, E. F., Valero Juan, L. F. y Sáenz González, M. C. (2001). Mortality attributable to smoking in Castilla and Leon. *Atención Primaria*, 27, 153-158. doi:10.1016/S0212-6567(01)78789-6.
- Thun, M., Peto, R., Boreham, J. y Lopez, A. D. (2012). Stages of the cigarette epidemic on entering its second century. *Tobacco Control*, 21, 96–101. doi:10.1136/tobaccocontrol-2011-050294.
- U. S. Department of Health, Education and Welfare. Smoking and Health. (1964). *Report of the Advisory Committee to Surgeon General of the Public Health Service*. Washington, DC: U. S. D. H. E. W., Centers for Disease Control and

- Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion.
- U. S. Department of Health and Human Services. (1989). *The Health Consequences of Smoking: 25 Years of Progress. A Report of the Surgeon General*. Washington, DC: U. S. D. H. H. S., Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion.
- U. S. Department of Health and Human Services. (2004). *The Health Consequences of Smoking: A Report of the Surgeon General*. Atlanta, GA: U. S. D. H. H. S., Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion.
- U. S. Department of Health and Human Services. (2014). *The Health Consequences of Smoking: 50 Years of Progress. A Report of the Surgeon General*. Atlanta, GA.: U. S. D. H. H. S., Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion.
- Valero Juan, L., Carrero Santos, M., Nelia Lubián, M. y Sáenz González, M. (1999). Mortalidad atribuible al tabaco en Extremadura. *Centro de Salud*, 7, 250-254.
- Zorrilla-Torras, B., García-Marín, N., Galán-Labaca, I. y Gandarillas-Grande, A. (2005). Smoking attributable mortality in the Community of Madrid: 1992-1998. *European Journal of Public Health*, 15, 43-50. doi:10.1093/eurpub/cki110.

REVISIÓN

Revisión sistemática sobre el manejo clínico del dolor crónico y el trastorno por uso de opioides simultáneo

Systematic review on the clinical management of chronic pain and comorbid opioid use disorder

BELTRÁN JIMÉNEZ-FERNÁNDEZ*, CRISTINA CALOMARDE-GÓMEZ*, ANA LÓPEZ-LAZCANO**,
ANNA LLIGOÑA**, ANTONI GUAL**, HUGO LÓPEZ-PELAYO**.

* Universitat de Barcelona. Facultat de Medicina. Barcelona. España.

** Grup Recerca Addiccions Clínica (GRAC-GRE), Institut d'Investigacions Biomèdiques August Pi i Sunyer (IDIBAPS), Hospital Clínic Barcelona, Barcelona. España.

Resumen

La crisis causada por los opioides recetados y sus efectos secundarios relacionados son un problema de salud pública en todo el mundo. La mayoría de estos medicamentos se recetan para el afrontamiento del dolor crónico. La coexistencia del trastorno por uso de opioides (TUO) en pacientes con dolor crónico representa un desafío complejo debido a la necesidad de controlar tanto el dolor como el TUO. El objetivo de esta revisión sistemática es evaluar la eficacia de los tratamientos posibles para dicha población con TUO y dolor crónico. Se ha realizado una revisión sistemática usando las bases de datos Cochrane Library, MEDLINE, PsycINFO y ClinicalTrials.gov, conforme a las pautas PRISMA. Los artículos elegibles abordaron los resultados en pacientes con dolor crónico y diagnóstico comórbido de TUO, después de aplicar una intervención. De 593 artículos identificados, nueve eran elegibles para la revisión cualitativa (n = 7 intervenciones farmacológicas; n = 2 intervenciones psicológicas). La metadona, la buprenorfina, la terapia cognitivo-conductual y el mindfulness mostraron resultados prometedores, pero los datos no eran concluyentes (<2 ECA con bajo riesgo de sesgo). No está claro si el tratamiento con agonistas opioides debe mantenerse o disminuirse y qué fármaco debe prescribirse para la terapia de sustitución de opioides (metadona o buprenorfina/naloxona). El mindfulness y la terapia cognitivo-conductual tienen un efecto discreto en la mejora del afecto negativo, pero no del dolor. El enfoque terapéutico podría individualizarse sobre la base de una toma de decisiones conjunta.

Palabras clave: trastorno por uso de opioides, dolor crónico, metadona, buprenorfina, terapia cognitivo-conductual

Abstract

The crisis caused by prescribed opioids and their related side effects are a public health problem worldwide. Most of these are prescribed for coping with chronic pain. The coexistence of opioid use disorder (OUD) in patients with chronic pain represents a complex challenge due to the need for managing both pain and OUD. The aim of this systematic review is to evaluate the efficacy of feasible treatments for this population with OUD and comorbid chronic pain for both conditions. A systematic database search has been performed using Cochrane Library, MEDLINE, PsycINFO and ClinicalTrials.gov in compliance with PRISMA guidelines. Eligible articles addressed the outcomes in chronic pain patients with comorbid opioid use disorder after treatment interventions were applied. Of 593 identified articles, nine were eligible for qualitative review (n = 7 pharmacological interventions; n = 2 psychological interventions). Methadone, buprenorphine, cognitive-behavioral and mindfulness showed promising results, but data were inconclusive (<2 RCT with low risk of bias). It is unclear whether the opioid agonist treatment should be maintained or tapered and which drug should be prescribed for the opioid substitution therapy (methadone or buprenorphine/naloxone). Mindfulness and cognitive behavioral therapy have a discrete effect on improving negative affect but not pain. The therapeutic approach might be individualized under a shared decision-making basis.

Key words: opioid use disorder, chronic pain, methadone, buprenorphine, cognitive behavioral therapy

■ Recibido: Abril 2021; Aceptado: Diciembre 2021.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334

■ Enviar correspondencia a:

Ana Isabel López-Lazcano. C/Villaroel 170, 08036, Barcelona (España).
E-mail: ailopez@clinic.cat

El dolor crónico (definido como «una experiencia emocional y sensorial desagradable asociada con una lesión de tejidos real o potencial, o semejante a esta» [International Association for the Study of Pain, 2020]), afecta a 25,3 millones de adultos (11,2%) en América (Nahin, 2015). La Organización Mundial de la Salud añade a la definición la duración del síntoma («persistente o recurrente durante más de tres meses» [Organización Mundial de la Salud, 2019]). Entre 5 y 8 millones de pacientes usan opioides para el dolor crónico (National Institutes of Health, 2014). Las recetas de opioides para el Dolor Crónico No Oncológico (DCNO) han aumentado de manera drástica desde 1999, en particular en los Estados Unidos, país que consume el 80% de los opioides fabricados a nivel mundial (Brown y Sloan, 2017). En paralelo al aumento de las recetas médicas, las tasas del trastorno por uso de opioides (TUO) y de sobredosis también han aumentado (en 2015, hubo 33.091 muertes provocadas por sobredosis de opioides, el 63% de las muertes por sobredosis de drogas en general) (Rudd, Seth, David y Scholl, 2016).

Mientras la utilidad de los opioides para tratar el dolor agudo y oncológico es bien conocida (Wiffen, Wee, Derry, Bell y Moore, 2017), la eficacia de los opioides en el DCNO es objeto de controversia en la actualidad. No se ha podido demostrar la eficacia a largo plazo del control de dolor (Chou et al., 2015) y muchos pacientes dejan la terapia a largo plazo con opioides debido al insuficiente alivio del dolor o por eventos adversos (Noble et al., 2010). Respecto de estos efectos adversos de la terapia a largo plazo con opioides en pacientes con DCNO, la tasa de abuso de opioides estimada es entre el 21% y 29% y la tasa de adicción a opioides entre el 8% y 12% (Vowles et al., 2015). Es más, la tasa absoluta de eventos adversos con opioides es de 78%, mientras que la tasa absoluta de eventos adversos de cualquier evento grave es de 7,5% (Els et al., 2017). Las directrices sobre la prescripción de opioides para el dolor crónico (Busse et al., 2017; Dowell, Haegerich y Chou, 2016) desaconsejan el uso de opioides y, en caso de recetarse, debe usarse la dosis efectiva mínima (preferiblemente ≤ 50 de dosis equivalente a miligramos de morfina, DEM) (Busse et al., 2017; Dowell et al., 2016). Para pacientes con altas dosis de opioides (≥ 90 DEM/día), es recomendable una estrategia de disminución, sobre todo para aquellos que no han alcanzado suficiente alivio de dolor (Busse et al., 2017; Dowell et al., 2016).

La 12.^a recomendación de las Directrices de los Centros para el Control y la Prevención de Enfermedades (CDC) sobre la prescripción de opioides para el dolor crónico (2016), publicadas por los CDC (Dowell et al., 2016), afirma que «los médicos deben ofrecer u organizar tratamiento basado en la evidencia (habitualmente tratamiento farmacológico con buprenorfina o metadona en combinación con terapias conductuales) para pacientes con TUO». La

justificación es que la disminución o suspensión de medicamentos opioides podría resultar en un aumento del dolor o del craving con el uso consecuente de sustancias ilícitas y daño potencial al paciente. Por otro lado, continuar con medicamentos opioides puede aumentar la tolerancia, provocar hiperalgesia, reforzar la adicción y provocar un posible uso abusivo. Mantener este equilibrio supone un gran desafío.

La metadona es un agonista sintético de los receptores opioides μ con prolongada vida media (5-55h) aprobada como analgésico y tratamiento del TUO. También es un antagonista del receptor NMDA (N-metil-D-aspartato), lo que significa que es útil para el dolor neuropático crónico. Sin embargo, debido a su compleja farmacocinética no lineal, sus potenciales efectos adversos incluyen eventos cardíacos (síndrome de QT largo, torsade de pointes, arritmias, etc.), riesgo de sobredosis y deben monitorizarse estrictamente los eventos leves, como sedación, estreñimiento, náusea o mareo. La duración de los efectos analgésicos de la metadona, además, son de 4-6h, requiriendo varias dosis diarias (Heinzerling, 2019). La buprenorfina es un agonista parcial de los receptores opioides μ , también aprobada como analgésico y tratamiento del TUO. Suele combinarse con la naloxona para disuadir el uso intravenoso. Aunque la absorción oral de naloxona es muy baja, la administración vía intravenosa provoca síntomas de abstinencia. Es también un antagonista de los receptores opioides κ y puede reducir la hiperalgesia. Como agonista parcial de los opioides, tiene efecto techo y, por tanto, un mejor perfil de seguridad, en comparación con los agonistas puros, como la metadona (Heinzerling, 2019). A pesar de su perfil de mayor seguridad, la metadona retiene más tiempo a los pacientes en tratamiento por TUO que la buprenorfina (Mattick, Breen, Kimber y Davoli, 2014). Las terapias psicológicas son una de las piedras angulares de los tratamientos de adicciones (Kampman y Jarvis, 2015). Por ejemplo, la terapia cognitivo-conductual (TCC) ha mostrado su efectividad en los trastornos por uso de sustancias (Dutra et al., 2008), en el afrontamiento del dolor crónico (Williams, Eccleston y Morley, 2012), incluso en pacientes con DCNO y trastorno por uso de sustancias (Ilgen et al., 2016). La investigación también apoya la utilización de intervenciones basadas en mindfulness, como la prevención de recaídas basada en mindfulness (MBPR) (Bowen, Chawla y Marlatt, 2011), la mejora de la recuperación orientada con mindfulness (MORE) (Garland et al., 2014) y el tratamiento basado en mindfulness para pacientes con adicciones (MBAT) (Vidrine et al., 2016) para el tratamiento de conductas adictivas (Garland y Howard, 2018; Li, Howard, Garland, McGovern y Lazar, 2017), y ha obtenido tasas más altas de abstinencia entre usuarios de heroína (Chen et al., 2019). El mindfulness también ha sido útil para reducir el sesgo atencional hacia el dolor en pacientes con DCNO (Garland y Howard, 2013) y ha disminuido la

severidad del dolor y el deseo de opioides en pacientes con DCNO en riesgo de TUO (Garland et al., 2014).

Desafortunadamente, la evidencia de la 12.^a recomendación de los CDC es extrapolada de estudios sobre el TUO general o el TUO con opioides recetados, pero ninguno específico de TUO en DCNO. Los resultados de estos estudios sobre el alivio del dolor no se centran específicamente en esta población. Este estudio tiene como propósito recopilar y analizar los datos más actuales y basados en la evidencia sobre el manejo clínico tanto del TUO como del dolor crónico simultáneo en aquellos pacientes con ambas afecciones, independientemente de si los tratamientos propuestos son farmacológicos o no farmacológicos, y enfocar los resultados en relación a la comorbilidad de ambas afecciones.

Métodos

Fuentes de datos y estrategia de búsqueda

Este estudio se realizó en conformidad con las directrices PRISMA (Moher, Liberati, Tetzlaff y Altman, 2009). Hay un protocolo anterior registrado en PROSPERO (CRD42020198672). Para la redacción de esta revisión sistemática, los investigadores buscaron artículos en relación con el DCNO y diagnóstico comórbido de TUO centrados en el manejo clínico basado en la evidencia. La Figura 1 muestra la combinación de los términos utilizados, en inglés. Las bases de datos elegidas para la búsqueda eran Cochrane Library, PsycINFO, MEDLINE y ClinicalTrials.gov por estar entre las bases de datos más utilizadas y de mayor aceptación (Murdoch University, 2021).

La búsqueda incluyó artículos desde la fecha de puesta en marcha de las bases de datos hasta diciembre de 2019, y el proceso de búsqueda y selección se realizó entre enero y marzo de 2020. La revisión se redactó entre abril y mayo de 2020. Dos investigadores diseñaron la estrategia de búsqueda, un investigador realizó la búsqueda y selección iniciales bajo la supervisión de otros dos investigadores y tres investigadores participaron en el proceso final de selección de los artículos a incluir en la revisión. No se evaluó la fiabilidad interjueces porque solo un investigador ejecutó la búsqueda y selección iniciales. La búsqueda se restringió a 1) estudios en humanos y 2) estudios completados.

Criterios de inclusión y exclusión

La metadona y la buprenorfina son los únicos tratamientos aprobados para la comorbilidad de ambas afecciones. Con respecto a la literatura sobre la efectividad de las intervenciones psicológicas para el tratamiento del dolor crónico y para aumentar la abstinencia en TUO o para reducir los opioides recetados, hay alguna evidencia preliminar de que la TCC y el mindfulness pueden ser útiles, pero hasta la fecha las conclusiones son mixtas (Eccleston et al., 2017). Por otro lado, se ha excluido la naltrexona porque, a pesar de descripciones recientes de su efecto analgésico, su mecanismo es todavía incierto y es indicado solo para el tratamiento de TUO (y trastornos por uso de alcohol) y no ambas afecciones de interés simultáneas.

Las publicaciones eran elegibles si eran (1) metaanálisis o revisiones sistemáticas con una intervención farmacológica o psicológica para el tratamiento de DCNO y diagnóstico comórbido de TUO; (2) estudios clínicos aleatorizados, controlados y/o doble ciegos (ECA) con una intervención farmacológica o psicológica para el tratamiento de DCNO y diagnóstico comórbido de TUO; (3) estudios no aleatorizados y observacionales que evaluaron los resultados de pacientes en intervenciones farmacológicas y/o psicológicas para el tratamiento de DCNO y diagnóstico comórbido de TUO. Los estudios fueron excluidos si estaban redactados en un idioma diferente al inglés o el español, carecían de resultados publicados, o eran revisiones narrativas, informes de caso, cartas, editoriales y estudios en animales o de laboratorio.

Respecto de las preguntas PICO, los investigadores incluyeron artículos solo si la población íntegra tenía diagnóstico de ambos DCNO y TUO, independientemente del entorno, sexo, edad u otras características demográficas; la intervención activa (y comparador en los ECA) aplicada a los participantes era farmacológica, de metadona o buprenorfina/naloxona, o no farmacológica, de TCC o mindfulness; los resultados primarios y secundarios tenían que estar relacionados con el progreso del DCNO y/o el progreso del TUO tras la intervención aplicada, dado el propósito de la revisión de evaluar el desarrollo posintervención de ambas afecciones. Las Tablas 1, 2 y 3 muestran las preguntas PICO y las demás características de los estudios incluidos.

- 1) < chronic pain >
- 2) AND < opiate > OR < opioid > OR < narcotic >
- 3) AND < addiction > OR < misuse > OR < disorder > OR < aberrant behavior > OR < abuse > OR < dependence >
- 4) AND < methadone > OR < buprenorphine > OR < cognitive behavioral therapy > OR < mindfulness >

Figura 1. La combinación de términos utilizados para la búsqueda en la literatura, en título, resumen y/o palabras clave.

Tabla 1. Resumen de los estudios descriptivos observacionales farmacológicos.

Características de los participantes					
Autor, año	Diagnóst. de TUO	Diagnóst. de DCNO	Número de participantes (edad media)	% hombres	Entorno
Rhodin et al. 2006	DSM-IV	Valoración del dolor por un médico e historiales clínicos.	n = 60 (43)	51,6	Programa ambulatorio de mantenimiento con metadona en Suecia.
					MTD por vía oral (dosis media de 99,5mg; rango 10-350mg) como tratamiento de TUO y DCNO en un programa piloto (duración media del tratamiento 38,3 meses, rango 1-94 meses).
					Resultados primario: Evaluación de efectos secundarios, calidad de vida e identificación de factores de riesgo para TUO en la población con DCNO.
					Otros resultados: Para pacientes con un seguimiento adecuado (48/60, 80%), 75% informaron un alivio del dolor «bueno» y 25% un alivio del dolor «moderado». La mayoría de los pacientes informó una mejora en su calidad de vida (media 50,8, rango 0-100). Efectos secundarios comunes incluyeron sedación, pérdida de energía, aumento de peso, insomnio, sudoración, debilidad, disfunción sexual y anorexia (>40%). El factor de riesgo principal para el desarrollo de un TUO era un historial previo de adicción o de trastorno mental.
Pade et al. 2012	DSM-IV	Exploración física e historiales clínicos.	n = 143 (52)	93	Entorno de cuidados primarios para la población de veteranos militares en Nuevo México, EE. UU.
					Intervención: BUP/NLX por vía sublingual (dosis media de BUP 16mg, rango 6-28mg).
					Resultados primario: Evaluación de analgesia en comparación con el inicio del estudio.
					Otros resultados: Recaída durante los primeros seis meses y retención en el tratamiento con BUP/NLX.
					Resultados: BUP/NLX disminuyeron significativamente ($p < .001$) el dolor (media 5,6; 95% IC 5,4 -5,8) en comparación con el inicio del estudio (media 6,39; 95% IC 6,2 - 6,6). El 65% de los pacientes eran abstinentes y en tratamiento durante seis meses. El 42% estaban en tratamiento con BUP/NLX más de seis meses, el 13% más de un año y el 3,5% más de 18 meses.
Streltzer et al. 2015	DSM-IV	Valoración del dolor en una clínica e historiales clínicos.	n = 43 (50)	70	Clínica ambulatoria de dolor psiquiátrico de Hawái, EE. UU.
					Intervención: BUP/NLX por vía sublingual (dosis media de 8mg, rango 0,25-32mg; duración media del tratamiento 19 meses, rango 1-85 meses).
					Resultados primario: Análisis de la evolución de los pacientes a lo largo del curso de tratamiento.
					Otros resultados: Diferencias entre pacientes con y sin un historial de abuso de drogas y/o alcohol en relación con el dolor positivo no fisiológico (test de Waddell [Waddell, McCulloch & Kummel, 1980]), más de una localización de dolor, tabaquismo, receta médica de BNZ y tasas de mantenimiento en tratamiento o desintoxicación.
					Resultados: Durante el tratamiento, diez pacientes retomaron los opioides recetados, abandonaron el tratamiento o se trasladaron a un programa certificado de tratamiento de abuso de opioides (23%); 19 pacientes continuaron el tratamiento (44%); tres pacientes lograron la desintoxicación (7%); seis pacientes se trasladaron a otro lugar de cuidados (7%); seis pacientes se perdieron en el seguimiento (14%); dos pacientes fallecieron (4,7%), uno de sobredosis. Continuaron su tratamiento durante más de seis meses 35 pacientes (74%). No se hallaron diferencias significativas entre los pacientes con y sin un historial de abuso de drogas/alcohol en relación al dolor positivo no fisiológico (100% vs. 72%), más de una localización de dolor (53% vs. 61%), tabaquismo (67% vs. 47%), receta médica de BNZ (53% vs. 36%) y tasa de mantenimiento en tratamiento o desintoxicación (47% vs. 54%).
Worley et al. 2017	DSM-IV	Autoinforme del paciente de dolor ≥3 meses y confirmación mediante un cribado médico.	n = 125 (sin especificación de la edad media).	52	Clínicas comunitarias afiliadas a una red nacional de ensayos clínicos (POATS) en diez ciudades de los EE. UU.
					Intervención: BUP/NLX disminuyente (rango máximo de las dosis 8-32mg) durante cuatro semanas, además de ocho semanas de seguimiento.
					Resultados primario: Correlación entre volatilidad del dolor durante la fase de disminución con riesgo de recaída (valoración mediante un cribado de uso autoinformado y pruebas de detección de drogas en orina).
					Otros resultados: Correlación entre dolor al inicio del estudio y grado de mejora de la analgesia con riesgo de recaída (valoración mediante un cribado de uso autoinformado y pruebas de detección de drogas en orina).
					Resultados: La volatilidad del dolor tuvo una correlación significativa con un resultado positivo en la prueba de detección de drogas en orina (RM: 2,43; IC 95% 1,03-5,76; $p = .04$) y uso autoinformado de drogas (RTI: 1,66; IC 95% 1,20-2,58; $p = .009$). Hubo una correlación significativa entre un menor grado de alivio del dolor y un resultado positivo en la prueba de detección de drogas en orina (2,38; IC 95% 1,13-5,02; $p = .02$) y uso autoinformado de drogas (RTI: 1,4; IC 95% 1,02-1,97; $p = .04$). El dolor al inicio del estudio no tuvo una correlación significativa con un resultado positivo en la prueba de detección de drogas en orina (RM: 1,13; $p = .44$) ni con uso autoinformado de drogas (RTI: 1,16; $p = .42$).

Nota. BNZ: benzodiazepinas; BUP/NLX: buprenorfina/naloxona; DCNO: Dolor Crónico No Oncológico; DSM-IV: Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales, 4.ª edición (American Psychiatric Association, 1993); RTI: razón de tasas de incidencia; MTD: metadona; RM: razón de momios; TUO: trastorno por uso de opioides; POATS: estudio de tratamiento con opioides recetados para la adicción a opioides (del inglés, Prescription Opioid Addiction Treatment Study) (Weiss et al., 2011); EE. UU.: Estados Unidos de América.

Tabla 2. Resumen de los ensayos clínicos farmacológicos abiertos, controlados y aleatorizados.

Características de los participantes					
Autor, año	Diagnóst. de TUO	Diagnóst. de DCNO	Número de particip. (edad med.)	% homb.	Entorno
Blondell et al. 2010	DSM-IV	Valor multidiscipl. del dolor e historiales clínicos.	n = 12 (45)	50	Clinicas ambulatorias de un hospital universitario en el estado de Nueva York, EE. UU.
					Tres comprimidos* por vía sublingual de 2/0,5mg de BUP/NLX por día durante un mes, dos durante un mes, uno durante dos meses y ninguno durante dos meses (dosis disminuyente).
					Intervención
					Resultado primario
					Otros resultados
					Resultados
					Cinco de cada seis participantes en el grupo de «dosis estable» completó el protocolo, en comparación con ningún participante de los seis en el grupo de «dosis disminuyente», que obtuvo significancia ($p = .015$), con un RR^{**} de 0,1667 (IC 95% 0,0278 – 0,9975; $p = .0497$). Dado que ninguno de los pacientes en el brazo del comparador activo completó el protocolo, no se analizaron los resultados secundarios.
Neumann et al. 2013	DSM-IV-TR y DAST > 4	Dolor en relación con la columna vertebral o una articulación grande, confirmado mediante diagnóstico por imagen e historiales clínicos.	n = 54 (38,3)	53,7	Centro ambulatorio de cuidados primarios en el estado de Nueva York, EE. UU.
					Comprimidos de MTD por vía oral 20-60mg (dosis media 29,09mg) por día, repartido entre 2-4 tomas diarias durante seis meses.
					Retención del tratamiento; funcionamiento autoinformado; uso de drogas y alcohol autoinformado.
					El cambio porcentual medio de dolor desde el inicio del estudio entre el grupo de BUP/NLX (87,4, $SD = 33,4$) y el grupo de MTD (88,6, $SD = 24,5$) no era significativo ($p = .918$); hubo un efecto de seguimiento ($p = .043$) y en ambos tratamientos los participantes informaron la disminución de dolor (media = 5,5, $SD = 1,9$) en comparación con el inicio del estudio (media = 6,3, $SD = 1,2$) con una disminución del dolor de 12,75% en tamaño del efecto medio (d de Cohen = 0,52). Completaron el protocolo 26 participantes (48,1%), 13 en cada brazo, sin diferencias significativas ($p = .77$).
					El cambio porcentual medio de funcionamiento desde el inicio del estudio entre el grupo de BUP/NLX (121,9, $SD = 63,9$) y el grupo de MTD (113,8, $SD = 62,5$) no era significativo ($p = .787$).
					Cinco participantes en el grupo de BUP/NLX informaron el uso de opioides en comparación con ningún participante en el grupo de MTD, que era significativo ($p = .039$).
					Cuatro participantes en el grupo de BUP/NLX informaron del uso de alcohol, en comparación con dos en el grupo de MTD, sin diferencias significativas ($p = .645$).
Neumann et al. 2019 ***	DSM-IV-TR y DAST > 4	Cirugía de espala fallida, según confirmación mediante exploración física o diagnóstico por imagen.	n = 19 (41,1)	31,6	Centro ambulatorio de cuidados primarios en el estado de Nueva York, EE. UU.
					Comprimidos de BUP/NLX por vía sublingual 8/2-16/4mg por día, repartidos entre 2-4 tomas diarias durante seis meses.
					Funcionamiento autoinformado; uso de sustancias ilícitas; depresión; craving.
					La severidad media de dolor entre los participantes que completaron el tratamiento (10, seis en MTD y cuatro en BUP/NLX), medido con una EVA a los seis meses era 71,8 ($SD = 20,9$) en el grupo de BUP/NLX en comparación con 36,3 ($SD = 22,4$) en el grupo de MTD, sin diferencias significativas ($p = .097$).
					El funcionamiento, medido con una EVA, en el grupo de MTD era 31,7 ($SD = 25,1$) en comparación con 71,3 ($SD = 16,0$) en el grupo de BUP/NLX, sin diferencias significativas ($p = .088$).
					Entre los participantes que completaron el tratamiento, un participante en cada brazo tuvo un resultado positivo en la prueba de detección de opioides en orina al final del protocolo, en comparación con tres en el grupo de BUP/NLX y cuatro en el grupo de MTD al inicio del estudio.
					La depresión, evaluada con el BDI, puntuó 17,0 ($SD = 18,2$) en el grupo de MTD en comparación con 15,3 ($SD = 14,2$) en el grupo de BUP/NLX, sin diferencias significativas ($p = .895$).
					La medición media de craving entre los participantes que completaron el tratamiento medido con una EVA a los seis meses era 11,7 ($SD = 18,1$) en el grupo de MTD, en comparación con 27,2 ($SD = 31,7$) en el grupo de BUP/NLX, sin diferencias significativas ($p = .348$).

Nota. BDI: Beck Depression Inventory (Beck, Ward, Mendelson, Mock & Erbaugh, 1961); BUP/NLX: buprenorfina/naloxona; DCNO: Dolor Crónico No Oncológico; DAST: Drug Abuse Screening Test (Skinner, 1982); DSM-IV-TR: Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales, 4.ª edición (American Psychiatric Association, 2000); MTD: metadona; TUO: trastorno por uso de opioides; SD: desviación estándar; EE. UU.: Estados Unidos de América; EVA: escala visual análoga.

* Las dosis iniciales pueden ajustarse, según la respuesta individual del paciente.

** Los revisores calcularon el RR utilizando www.medcalc.org/calc/relative_risk.php.

*** Los resultados se han extraído de los que se publicaron en el protocolo (National Library of Medicine US, 2019) cuando el artículo original los presentó para ambos tratamientos en lugar de forma individualizada.

Tabla 3. Resumen de los ensayos clínicos no farmacológicos abiertos, controlados y aleatorizados.

Autor, año	Características de los participantes					Intervención	Comparador activo	Resultado primario	Otros resultados	Resultados
	Diagnóst. de TUO	Diagnóst. de DCNO	Número de particip. (edad med.)	%	Entorno					
Barry et al. 2019*	DSM-IV-TR	Dolor auto-informado entre moderado y severo en la zona lumbar de la espalda (≥ 4 ENC) durante seis meses.	n = 40 (38,1)	62,5	Clínica ambulatoria de dolor en Connecticut, EE. UU.	TCC (una sesión semanal de entre 30-45 minutos) durante 12 semanas.	MDC (cuatro sesiones semanales de entre 15-20 minutos) durante 12 semanas.	Tasas de abstinencia en comparación con el inicio del estudio; reducciones significativas en la interferencia del dolor desde el inicio del estudio (≥ 2 puntos) desde el inicio del estudio.	Número de semanas consecutivas máximas de abstinencia; tasas de reducción significativa (≥ 2 puntos) de la intensidad del dolor desde el inicio del estudio.	La proporción de pacientes abstinentes es significativamente más alta, en comparación con el inicio del estudio, en el grupo de TCC, en comparación con el grupo de MDC (Wald χ^2 (1) = 5,47; p = ,019]. No se hallaron diferencias significativas (≥ 2 puntos) en la interferencia del dolor desde el inicio del estudio entre los grupos de TCC (42,9%) y de MDC (42,1%) [χ^2 (1, N) = 40 = 0,002, p = ,962]. La media de semanas consecutivas de abstinencia en el grupo de TCC era 6,1 (SD = 4,2) y 3,9 (SD = 3,3), y no era significativo (p = ,06). La intensidad del dolor desde el inicio del estudio en el grupo de TCC era 14,3% y 15,8% en el grupo de MDT, y no era significativo [χ^2 (1, N) = 40 = 0,018, p = ,894].
Garland et al. 2019 **	Participar en TMM durante tres meses.	DCNO ≥ 8 en la escala de Gracely Box (Gracely & Kwilosz, 1988) durante dos o más meses.	n = 30 (50,4)	50	Clínica ambulatoria de tratamiento con metadona en Nueva Jersey, EE. UU.	La MORE en ocho sesiones de intervención de terapia grupal, dos horas semanales (se pidió a los participantes que practicasen 15 minutos de mindfulness cada día).	TMM.	Craving.	Intensidad de dolor; molestia del dolor; estrés; afecto positivo.	El grupo de MORE informó un 44% menos craving que el grupo de TMM, una diferencia significativa (Grupo X Tiempo B = -0,019, SE = 0,005, p < ,001). La intensidad del dolor no alcanzó significación (p > ,1). El grupo MORE informó un 13% menos molestia del dolor que el grupo de TMM, una diferencia significativa (Grupo X Tiempo B = -0,007, SE = 0,003, p = ,025). El grupo MORE informó un 26% menos estrés que el grupo de TMM, una diferencia significativa (Grupo X Tiempo B = -0,014, SE = 0,004, p = ,003). El grupo MORE informó un 22% mayor afecto que el grupo de TMM, una diferencia significativa (Grupo X Tiempo B = -0,01, SE = 0,004, p = ,017).

Nota. BUP/NLX: buprenorfina-naloxona; TCC: terapia cognitivo conductual; DCNO: Dolor Crónico No Oncológico; DSM-IV-TR: Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales, 4.ª edición, Texto Revisado (American Psychiatric Association, 2000); MDC: asesoramiento médico en el uso de metadona (del inglés, «methadone drug counseling»); TMM: tratamiento de mantenimiento con metadona; MORE: mejora de la recuperación orientada con mindfulness; MTD: metadona; ENC: escala numérica de clasificación; SD: desviación estándar; SE: error estándar; EE. UU.: Estados Unidos de América.

*Este es un estudio piloto cuyo enfoque es la viabilidad y la aceptabilidad. Los resultados son aquellos considerados como resultados de eficacia preliminares.

**Los resultados se obtienen de la evaluación ecológica momentánea de un ensayo clínico inacabado.

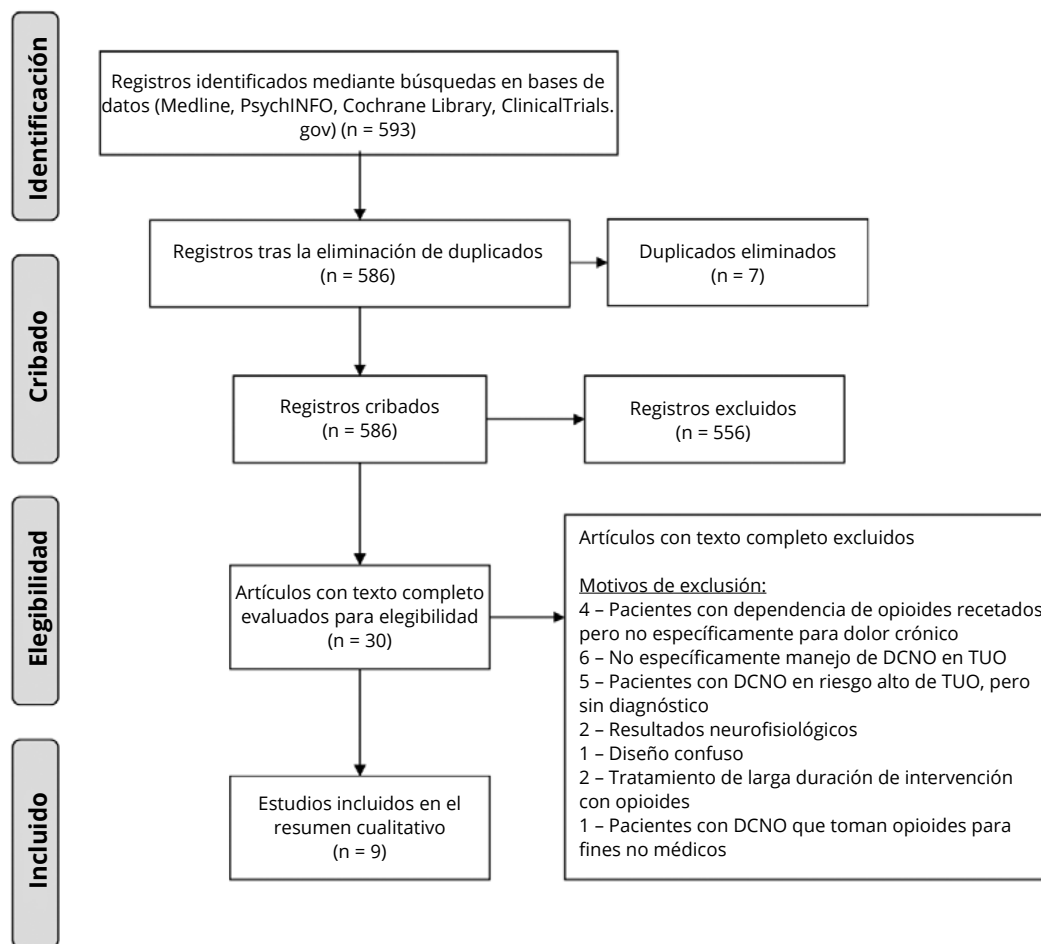


Figura 2. Diagrama de flujo de búsqueda de la literatura, el proceso de inclusión y los motivos de exclusión después de la evaluación de los textos íntegros.

Del total de 593 artículos que cumplieron los criterios de búsqueda, se detectaron con Mendeley Reference Manager® software siete publicaciones duplicadas que se eliminaron. Por tanto, se hizo una criba de los títulos y resúmenes de 586 registros y se valoró la elegibilidad de 30 estudios íntegros. La Figura 2 muestra el diagrama de flujo de la revisión sistemática de este estudio.

Evaluación de la calidad metodológica

La evaluación de la calidad metodológica se basó en los estudios sobre los ECA por su mayor nivel de evidencia. Para este fin, los autores evaluaron la calidad metodológica mediante la herramienta de riesgo de sesgo (RoB2) de Cochrane (Sterne et al., 2019).

Resultados

El resumen cualitativo incluyó nueve estudios: cinco ECA y cuatro estudios observacionales. Los resultados de los estudios se organizaron por tratamiento farmacológico y psicológico. Tras la extracción de los textos íntegros, se de-

tectaron diferencias metodológicas significativas entre los estudios, lo que impidió la agrupación de los resultados obtenidos para la realización de un análisis cuantitativo.

Tratamientos farmacológicos

La metadona fue objeto de estudio en un estudio observacional y en dos ECA. El estudio observacional informó que el alivio del dolor era «bueno» o «moderado» en el 75% y el 25% de los participantes, respectivamente (Rhodin, Grönbladh, Nilsson y Gordh, 2006). Los dos ECA que compararon la efectividad de la metadona con buprenorfina/naloxona no mostraron diferencias significativas respecto de la analgesia y la recaída (Neumann, Blondell, Hoopsick y Homish, 2019; Neumann et al., 2013).

Tres estudios observacionales y tres ECA evaluaron la buprenorfina/naloxona. Un estudio observacional informó de un efecto analgésico significativo en comparación con el inicio del estudio y una tasa de abstinencia para seis meses y retención del tratamiento de 65% (Pade, Cardon, Hoffman y Geppert, 2012), mientras que otro estudio observacional informó de una retención del tratamiento de

74% a los seis meses (Streltzer, Davidson y Goebert, 2015). Un estudio observacional halló una correlación positiva durante el tratamiento con buprenorfina entre una mayor volatilidad del dolor o peor mejoría del dolor y recaída en el consumo de opioides (Worley, Heinzerling, Shoptaw y Ling, 2017). Un ECA comparó la disminución de las dosis con dosis estables de buprenorfina/naloxona e informó de un riesgo relativo de 0,17 (calculado para esta revisión sistemática) de no completar el tratamiento cuando las dosis eran estables en lugar de disminuyentes (Blondell et al., 2010). Como señalamos anteriormente, dos ECA compararon metadona con buprenorfina/naloxona. Ninguno demostró diferencias significativas entre estos tratamientos respecto de la analgesia y la tasa de recaída (Neumann et al., 2013, 2019).

Uno de los dos ECA que compararon metadona con buprenorfina/naloxona destacaron que, incluso sin diferencias significativas, hubo una disminución del dolor en 12,75% (d de Cohen = 0,52) en ambos tratamientos en comparación con el inicio del tratamiento (Neumann et al., 2013).

La Tabla 1 resume detalles adicionales de los estudios observacionales incluidos y la Tabla 2 resume detalles adicionales de los ECA.

Tratamientos psicológicos

Un ECA estudió la TCC (estudio piloto con aceptabilidad y viabilidad, pero no eficacia, como resultados principales). Informó de una proporción significativamente más elevada de abstinencia en pacientes en TCC (Wald $\chi^2(1) = 5,47$, $p = ,019$). El número de semanas consecutivas máximas de abstinencia del uso de opioides para fines no médicos era más elevado para los pacientes asignados a TCC que para los pacientes asignados al grupo de control (media 6,1 [SD 4,2] y 3,9 [SD 3,3]), respectivamente, d de Cohen = 0,58, calculado para esta revisión sistemática. No se hallaron diferencias significativas respecto de la analgesia (Barry et al., 2019).

El mindfulness se estudió en una evaluación ecológica momentánea de un ECA (todavía en curso). Informó de una disminución significativa del craving y el estrés y un aumento significativo del afecto positivo (Grupo X Tiempo B = -0,019, $SE = 0,005$, $p < ,001$). Sin embargo, no se hallaron diferencias significativas respecto de la analgesia (Garland, Hanley, Kline y Cooperman, 2019).

La Tabla 3 resume más detalles de estos estudios.

Evaluación de la calidad metodológica

El riesgo de sesgo se analizó en cinco ensayos clínicos (Figuras 3-6) con la herramienta RoB 2 de Cochrane (Sterne et al., 2019).

Se evaluaron tres ECA farmacológicos: uno comparando dosis estables de buprenorfina con dosis disminuyentes y dos comparando la eficacia de buprenorfina y de me-

tadona. La buprenorfina mostró su superioridad cuando se administró en dosis estables, pero no pudo mostrar su superioridad en comparación con metadona. Sin embargo, los tres estudios mostraron un riesgo alto de sesgo en general, principalmente debido a importantes desviaciones del protocolo.

Se evaluaron 2 ECA psicológicas: un estudio comparó la TCC y el asesoramiento médico en el uso de metadona y otro estudio comparó el mindfulness y el tratamiento de mantenimiento con metadona. Ambas terapias informaron de tasas de abstinencia y/o mejora emocional (craving, ansiedad, estrés) significativamente más altas, pero no demostraron diferencias importantes en cuanto a la analgesia. Respecto de la evaluación del riesgo de sesgo, solo el estudio de la TCC tuvo un riesgo de sesgo bajo en general, mientras que el estudio de mindfulness mostró un alto riesgo de sesgo con un sesgo importante en la selección de los resultados informados. A pesar del bajo riesgo de sesgo del estudio sobre la TCC, hay que tener en cuenta que es un estudio piloto.

Discusión

Tras la extracción completa y el análisis de los estudios, ninguno de los tratamientos propuestos (metadona, buprenorfina-naloxona, TCC y mindfulness) ha mostrado evidencia sólida para el tratamiento de DCNO y diagnóstico comórbido de TUO, en al menos dos ECA con bajo riesgo de sesgo, incluyendo un grupo de control (placebo, comparador activo o tratamiento habitual).

La metadona y la buprenorfina son útiles en el tratamiento de DCNO y diagnóstico comórbido de TUO. Sin embargo, esta evidencia se basa en estudios observacionales y tres ECA de baja calidad. Dado que la metadona se utilizó como comparador activo, no pudo ser evaluada en los ECA. Respecto de la buprenorfina, parece ser que la estrategia de mantenimiento tiene mayor utilidad que una estrategia de disminución de las dosis hasta la discontinuación (Blondell et al., 2010), dado que el dolor provocó y aumentó la demanda de analgésicos. No se pudo demostrar mayor efectividad de la buprenorfina en comparación con la metadona en dos ECA de superioridad (Neumann et al., 2013, 2019), ni para dolor ni para abstinencia. No obstante, cuando los grupos se analizaron en ambos tratamientos, se halló una mejora importante en comparación con el inicio del estudio. Debido a la insuficiente evidencia y las limitaciones de los estudios, no puede hacerse ninguna afirmación respecto de la eficacia, ni evaluar la preferencia de un tratamiento sobre el otro. Está claro que estos pacientes necesitan terapia de sustitución de opiáceos, pero ha de evaluarse la eficacia mediante un estudio doble ciego aleatorizado con una población más grande; con una aleatorización que tenga en cuenta la intensidad del dolor al inicio del estudio y el historial de consumo de opioides; con

Materiales de apoyo

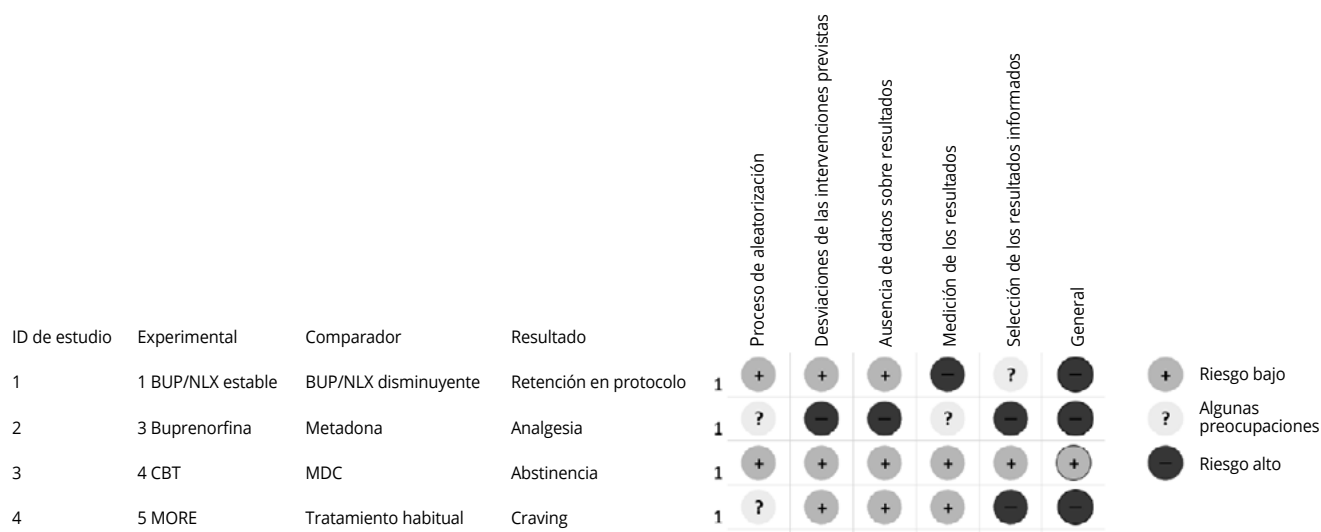


Figura 3. Panel de riesgo de sesgo RoB2 para los ensayos clínicos aleatorizados incluidos (análisis por intención de tratar).

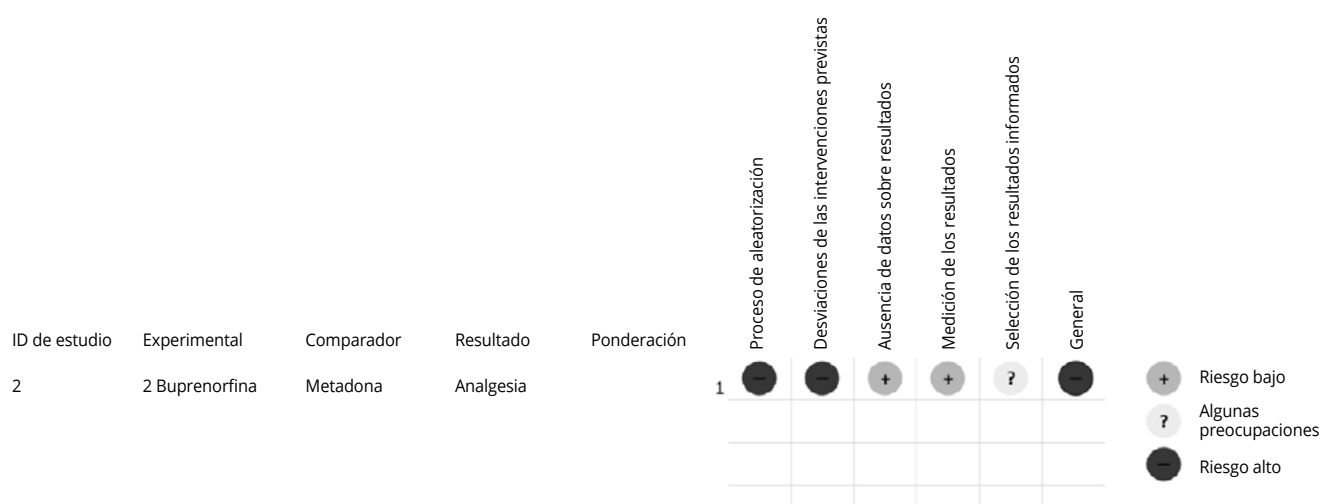


Figura 4. Panel de riesgo de sesgo RoB2 para los ensayos clínicos aleatorizados incluidos (análisis por protocolo).

resultados primarios definidos como el cambio en el uso de opioides desde el inicio del estudio (cuando la recaída es el resultado primario) medido con un solo método o el cambio en la intensidad del dolor desde el inicio del estudio (cuando la analgesia es el resultado primario), utilizando herramientas estandarizadas para la medición de dolor crónico (p. ej., Brief Pain Inventory [Cleeland, 2009]).

Con relación a su farmacodinamia, la buprenorfina-naloxona sería una mejor opción por su perfil de seguridad, pero para el dolor incontrolado/severo con buprenorfina-naloxona debe considerarse el uso de metadona en pacientes altamente motivados (Neumann et al., 2019).

Respecto de intervenciones psicológicas, se estudiaron dos intervenciones diferentes con un diseño de ECA: TCC y mindfulness. Ambos estudios afirman ser los primeros

de su tipo en estos pacientes. De hecho, uno es un estudio piloto y el otro una evaluación ecológica momentánea de un ensayo clínico inacabado. Los resultados son positivos hacia la gestión de las emociones negativas en relación con el TUO y el DCNO. Sin embargo, ninguno demuestra ser mejor que el tratamiento estándar para aliviar el dolor (Barry et al., 2019; Garland et al., 2019). Es más, como es el caso en estudios piloto, los resultados primarios son viabilidad y aceptación en lugar de resultados reales en cuanto al TUO y el DCNO, lo que disminuye su fiabilidad e impide evaluar su eficacia real. También, solo un estudio que evaluó la eficacia de la TCC tuvo un bajo riesgo de sesgo. Estudios futuros deben seguir las mismas recomendaciones dadas para los estudios farmacológicos, con la excepción de los estudios doble ciegos en los cuales no son aplica-

Como porcentaje (intención de tratar)

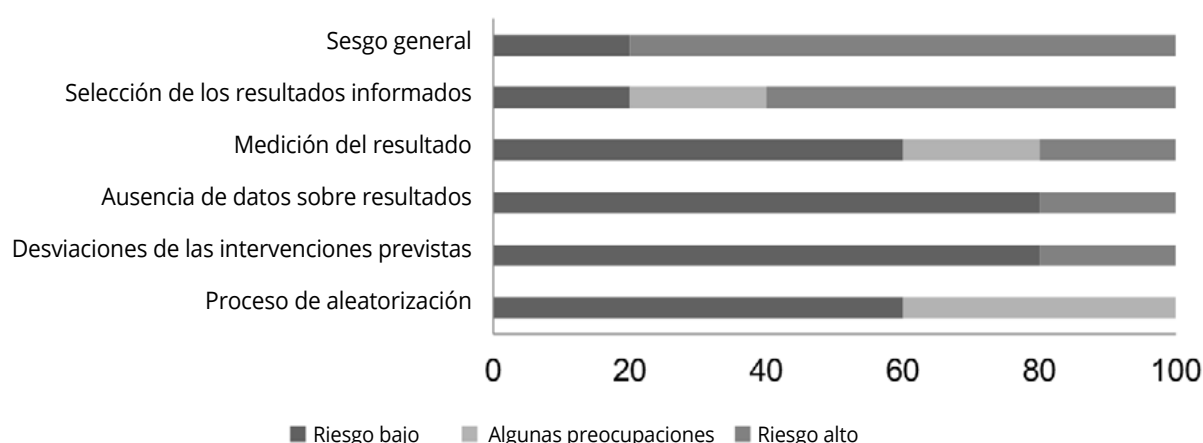


Figura 5. Panel de riesgo de sesgo RoB2 para los ensayos clínicos aleatorizados incluidos (análisis por intención de tratar).

Como porcentaje (por protocolo)

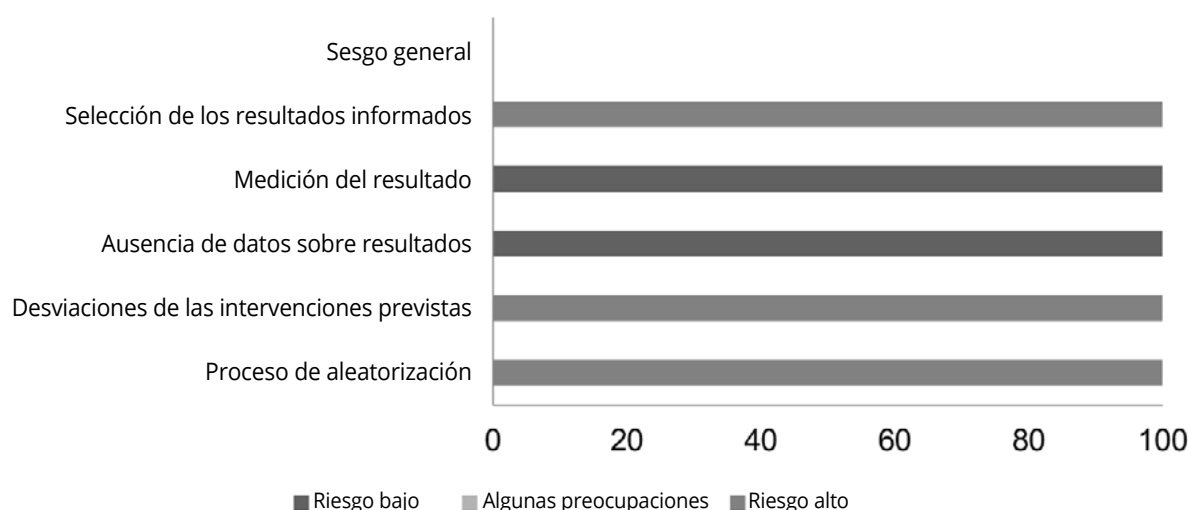


Figura 6. Panel de riesgo de sesgo RoB2 para los ensayos clínicos aleatorizados incluidos (análisis por protocolo).

bles. Es más, los resultados principales deben abordar la eficacia, dado que ya se han demostrado la viabilidad y la aceptación.

Sobre este tema se ha encontrado solo una revisión de la literatura (Eilender, Ketchen, Maremmanni, Saenger y Fareed, 2016) y una revisión sistemática (Morasco et al., 2011). La revisión sistemática intentó evaluar la eficacia del tratamiento para el TUO y el DCNO (entre otras cuestiones respecto al TUO y el DCNO, como las características epidemiológicas o los factores de riesgo involucrados) e informó de una calidad de evidencia media-baja. Sin embargo, al analizar los artículos incluidos en la revisión, la mayoría de los pacientes no cumplió los criterios de

diagnóstico previo de TUO y de DCNO. Nuestra revisión actual incluye ocho artículos que no formaron parte de la revisión sistemática mencionada de 2011. Esta puede ser la primera revisión sistemática en incluir únicamente estudios con participantes con diagnóstico de TUO y de DCNO en una intervención terapéutica para abordar ambas afecciones.

Detectamos falta de consenso terminológica. Los términos como «adicción», «abuso» o «dependencia» con frecuencia se utilizan como sinónimos. Esto puede deberse, en parte, a los cambios en los criterios del TUO entre las versiones de DSM-IV y DSM-V, el texto de referencia en la psiquiatría. El DSM-IV diferenciaba entre los términos

«dependencia» y «abuso», mientras que el DSM-V incluye ambos en los «trastornos relacionados con los opiáceos». Pueden ser útiles una serie de cuestionarios diseñados para identificar los TUO durante un tratamiento a largo plazo con opioides como ayuda para el diagnóstico, como el Current Opioid Misuse Measure, el Prescription Drug Use Questionnaire, el Pain Medication Questionnaire o el Prescription Opioid Misuse Index (Knisely, Wunsch, Cropsey y Campbell, 2008). La heterogeneidad de estas herramientas diagnósticas no permite formular conclusiones sólidas. Es más, otras variables, como calidad de vida o evolución del dolor, deben tenerse en cuenta.

Los estudios se enfocan más en la prevención y el diagnóstico del TUO en pacientes con DCNO, en lugar de sobre su tratamiento una vez aparece el TUO. La disminución de las dosis parece ser una opción válida cuando el TUO aún no se ha establecido (Sullivan et al., 2017). Las fórmulas disuasorias del abuso son una medida de prevención interesante. Se diseñan para que el abuso de los opioides (esnifar, inyectar, triturar) no surta efecto (Volkow y Thomas McLellan, 2016). Además, la naltrexona, un antagonista opiáceo aprobado para el tratamiento del TUO y/o el trastorno por uso de opioides (TUS), ha demostrado recientemente tener efectos antiinflamatorios en dosis bajas que podrían ser útiles para esta población (Heinzerling, 2019). Sin embargo, ninguna de estas opciones se ha aprobado para el tratamiento de DCNO y diagnóstico comórbido de TUO. Es más, los médicos preocupados por esta cuestión empiezan a formarse para detectar y evaluar a pacientes con DCNO y uso problemático de opioides (Butner et al., 2018).

Esta revisión tiene algunas limitaciones. Primero, los criterios poblacionales estrictos (pacientes con TUO y DCNO) resultó en una selección de estudios de alta heterogeneidad de diseño y tratamiento propuesto distintos, lo que dificulta una evaluación sólida de la eficacia de cada tratamiento. Además, los investigadores saben que solo nueve estudios incluidos en la revisión no aportan conclusiones sólidas respecto del tratamiento de estos pacientes porque únicamente se admitieron los artículos que informaron que todos los participantes tenían TUO y DCNO y estaban en alguna intervención para ambas afecciones. Por este motivo, se excluyeron los artículos que evaluaron el DCNO y diagnóstico comórbido de TUS (pero no específicamente el TUO), los que abordaron la adicción a los opioides recetados (pero sin diagnóstico de DCNO) y los que incluyeron una población en tratamiento con opioides y en riesgo de abuso, pero sin un diagnóstico establecido de TUO. Segundo, debido a la heterogeneidad de los estudios, no ha sido posible realizar un análisis cuantitativo. Tercero, ningún artículo de los años 2020 y 2021 se incluyó porque el proceso de búsqueda y selección tuvo lugar entre enero y marzo de 2020 y los artículos eran elegibles hasta diciembre de 2019. Por la misma razón, no se aplicaron las

directrices PRISMA más actuales porque aún no se habían publicado en la fecha de esta revisión. Cuarto, aunque seis investigadores hicieron el proceso de investigación y redacción, solo uno hizo la selección inicial de los artículos. A pesar de estar bajo supervisión continua, no se pudo valorar la fiabilidad interjueces o el coeficiente kappa por este motivo. Sin embargo, en caso de duda durante el proceso de selección, se consultaba con dos investigadores. Quinto, no se utilizó libro alguno de codificación ni truncamiento en el proceso de búsqueda. Aunque hubiera sido de utilidad, no era obligatorio, según las directrices PRISMA utilizadas.

Debido a la falta de evidencias sólidas, no está claro si el tratamiento con agonistas de los opioides debe mantenerse o disminuirse y qué fármaco debe recetarse para la terapia de sustitución de opiáceos (metadona o buprenorfina/naloxona). Puede ser preferible la buprenorfina debido a su perfil de mayor seguridad. El mindfulness y la TCC han mostrado un efecto discreto en la mejora del afecto negativo, pero no del dolor. Se requiere con urgencia más estudios sobre el tratamiento de estos pacientes debido al impacto sinérgico de estas entidades sobre la morbilidad y su prevalencia.

Reconocimientos

López-Pelayo, H. trabaja en CERCA Programme/Generalitat de Catalunya y recibe fondos del Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades de España, Instituto de Salud Carlos III a través de un contrato Juan Rodes (JR19/00025).

Gual, A., Lligoña, A. y López-Lazcano A. trabajan en CERCA Programme/Generalitat de Catalunya.

El estudio se ha registrado en la base de datos PROSPERO (CRD42020198672).

Conflicto de intereses

López-Pelayo, H. recibió ayudas de formación (Exeltis, Pfizer, Esteve, Lundbeck). Dr. Gual recibió una ayuda de Novartis para un ensayo sobre cocaína que finalizó en abril de 2020. Ninguno de estos conflictos de interés anteriores estuvo relacionado con este trabajo. Los demás autores declaran la inexistencia de conflictos de interés.

Referencias

- American Psychiatric Association. (1993). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (4th ed.). American Psychiatric Association.
- American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (4th-TR ed.). American Psychiatric Association.
- Barry, D. T., Beitel, M., Cutter, C. J., Fiellin, D. A., Kerns, R. D., Moore, B. A.,... Schottenfeld, R. S. (2019). An

- evaluation of the feasibility, acceptability, and preliminary efficacy of cognitive-behavioral therapy for opioid use disorder and chronic pain. *Drug and Alcohol Dependence*, 194, 460–467. doi:10.1016/j.drugalcdep.2018.10.015.
- Beck, A., Ward, C., Mendelson, M., Mock, J. y Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561–571. doi:10.1001/archpsyc.1961.01710120031004.
- Blondell, R. D., Ashrafioun, L., Dambra, C. M., Foschio, E. M., Zielinski, A. L. y Salcedo, D. M. (2010). A clinical trial comparing tapering doses of buprenorphine with steady doses for chronic pain and co-existent opioid addiction. *Journal of Addiction Medicine*, 4, 140–146. doi:10.1097/ADM.0b013e3181ba895d.
- Bowen, S., Chawla, N. y Marlatt, G. A. (2011). *Mindfulness-based relapse prevention for addictive behaviors: A clinician's guide*. Guilford Press.
- Brown, R. E. y Sloan, P. A. (2017). The opioid crisis in the United States. *Anesthesia & Analgesia*, 125, 1432–1434. doi:10.1213/ANE.0000000000002417.
- Busse, J. W., Craigie, S., Juurlink, D. N., Buckley, D. N., Li, W., Couban, R. J.,... Guyatt, G. B. H. (2017). Guideline for opioid therapy and chronic noncancer pain. *Cmaj*, 189, 659–666. doi:10.1503/cmaj.170363.
- Butner, J. L., Bone, C., Ponce Martinez, C. C., Kwon, G., Beitel, M., Madden, L. M.,... Barry, D. T. (2018). Training addiction counselors to deliver a brief psychoeducational intervention for chronic pain among patients in opioid agonist treatment: A pilot investigation. *Substance Abuse*, 39, 199–205. doi:10.1080/08897077.2018.1449052.
- Chen, J. Y., Yu, J. C., Cao, J. P., Xiao, Y., Gu, H., Zhong, R. L.,... Wang, Z. Z. (2019). Abstinence following a motivation-skill-desensitization-mental energy intervention for heroin dependence: A three-year follow-up result of a randomized controlled trial. *Current Medical Science*, 39, 472–482. doi:10.1007/s11596-019-2062-y.
- Chou, R., Turner, J. A., Devine, E. B., Hansen, R. N., Sullivan, S. D., Blazina, I.,... Deyo, R. A. (2015). The effectiveness and risks of long-term opioid therapy for chronic pain: A systematic review for a national institutes of health pathways to prevention workshop. *Annals of Internal Medicine*, 162, 276–286. doi:10.7326/M14-2559.
- Cleeland, C. S. (2009). The *brief pain inventory user guide*. Recuperado de https://www.mdanderson.org/documents/Departments-and-Divisions/Symptom-Research/BPI_UserGuide.pdf.
- Dowell, D., Haegerich, T. y Chou, R. (2016). CDC guideline for prescribing opioids for chronic pain—United States. *JAMA*, 315, 1624–1645.
- Dutra, L., Stathopoulou, G., Basden, S. L., Leyro, T. M., Powers, M. B. y Otto, M. W. (2008). A meta-analytic review of psychosocial interventions for substance use disorders. *American Journal of Psychiatry*, 165, 179–187. doi:10.1176/appi.ajp.2007.06111851.
- Eccleston, C., Fisher, E., Thomas, K. H., Hearn, L., Derry, S., Stannard, C.,... Moore, R. A. (2017). Interventions for the reduction of prescribed opioid use in chronic non-cancer pain. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, 41, 329–330. doi:10.1002/14651858.CD010323.pub3.
- Eilender, P., Ketchen, B., Maremmanni, I., Saenger, M. y Fareed, A. (2016). Treatment approaches for patients with opioid use disorder and chronic noncancer pain: A literature review. *Addictive Disorders & Their Treatment*, 15, 85–98. doi:10.1097/ADT.0000000000000078.
- Els, C., Straube, S., Jackson, T., Kunyk, D., Lappi, V., Sonnenberg, B.,... Kolahdooz, F. (2017). Adverse events associated with medium-and long-term use of opioids for chronic non-cancer pain: An overview of cochrane reviews (review). Adverse events associated with medium-and long-term use of opioids for chronic. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, 10. doi:10.1002/14651858.CD012509.pub2.
- Garland, E. L., Hanley, A. W., Kline, A. y Cooperman, N. A. (2019). Mindfulness-oriented recovery enhancement reduces opioid craving among individuals with opioid use disorder and chronic pain in medication assisted treatment: Ecological momentary assessments from a stage 1 randomized controlled trial. *Drug and Alcohol Dependence*, 203, 61–65. doi:10.1016/j.drugalcdep.2019.07.007.
- Garland, E. L. y Howard, M. O. (2013). Mindfulness-oriented recovery enhancement reduces pain attentional bias in chronic pain patients. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 82, 311–318. doi:10.1159/000348868.
- Garland, E. L. y Howard, M. O. (2018). Mindfulness-based treatment of addiction: Current state of the field and envisioning the next wave of research. En *Addiction Science and Clinical Practice* (Vol. 13, Issue 1). BioMed Central Ltd. doi:10.1186/s13722-018-0115-3.
- Garland, E. L., Manusov, E. G., Froeliger, B., Kelly, A., Williams, J. M. y Howard, M. O. (2014). Mindfulness-oriented recovery enhancement for chronic pain and prescription opioid misuse: Results from an early-stage randomized controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 82, 448–459. doi:10.1037/a0035798.
- Gracely, R. H. y Kwilosz, D. M. (1988). The Descriptor Differential Scale: Applying psychophysical principles to clinical pain assessment. *Pain*, 35, 279–288. doi:10.1016/0304-3959(88)90138-8.
- Heinzerling, K. G. (2019). Applying best practice guidelines on chronic pain in clinical practice. Treating patients who suffer from pain and addiction. En I. Danovitch & L. J. Mooney (Eds.), *The assessment and treatment of addiction: Best practices and new frontiers* (pp. 137–156). Missouri: Elsevier.

- Ilgén, M. A., Bohnert, A. S. B., Chermack, S., Conran, C., Jannausch, M., Trafton, J. y Blow, F. C. (2016). A randomized trial of a pain management intervention for adults receiving substance use disorder treatment. *Addiction*, 111, 1385–1393. doi:10.1111/add.13349.
- International Association for the Study of Pain. (2020). *IASP Announces Revised Definition of Pain*. Pain. Recuperado de <https://www.iasp-pain.org/PublicationsNews/NewsDetail.aspx?ItemNumber=10475>.
- Kampman, K. y Jarvis, M. (2015). American Society of Addiction Medicine (ASAM) national practice guideline for the use of medications in the treatment of addiction involving opioid use. *Journal of Addiction Medicine*, 9, 358–367. doi:10.1097/ADM.0000000000000166.
- Knisely, J. S., Wunsch, M. J., Cropsey, K. L. y Campbell, E. D. (2008). Prescription opioid misuse index: A brief questionnaire to assess misuse. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 35, 380–386. doi:10.1016/j.jsat.2008.02.001.
- Li, W., Howard, M. O., Garland, E. L., McGovern, P. y Lazar, M. (2017). Mindfulness treatment for substance misuse: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 75, 62–96. doi:10.1016/j.jsat.2017.01.008.
- Mattick, R. P., Breen, C., Kimber, J. y Davoli, M. (2014). Buprenorphine maintenance versus placebo or methadone maintenance for opioid dependence. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, CD002207. doi:10.1002/14651858.CD002207.pub4.
- Moher, D., Liberati, A., Tetzlaff, J. y Altman, D. G. (2009). Preferred reporting items for systematic reviews and meta-analyses: The PRISMA statement. *BMJ*, 339, 2535–2535. doi:10.1136/bmj.b2535.
- Morasco, B. J., Gritzner, S., Lewis, L., Oldham, R., Turk, D. C. y Dobscha, S. K. (2011). Systematic review of prevalence, correlates, and treatment outcomes for chronic non-cancer pain in patients with comorbid substance use disorder. *Pain*, 152, 488–497. doi:10.1016/j.pain.2010.10.009.
- Murdoch University. (2021). *Systematic Reviews - Research Guide*. Library. Recuperado de <https://libguides.murdoch.edu.au/systematic/databases>.
- Nahin, R. L. (2015). Estimates of pain prevalence and severity in adults: United States, 2012. *The Journal of Pain*, 16, 769–780. doi:10.1016/j.jpain.2015.05.002.
- National Institutes of Health. (2014). *Pathways to prevention workshop: The role of opioids in the treatment of chronic pain* (Vol. 1). doi: 10.1017/CBO9781107415324.004.
- National Library of Medicine US. (2019). *Buprenorphine and methadone for opioid-dependent chronic back pain patients*. Recuperado de <https://clinicaltrials.gov/ct2/show/NCT01559454?cond=buprenorphine+methadone+low+back+pain&draw=2&rank=1>.
- Neumann, A. M., Blondell, R. D., Hoopsick, R. A. y Homish, G. G. (2019). Randomized clinical trial comparing buprenorphine/naloxone and methadone for the treatment of patients with failed back surgery syndrome and opioid addiction. *Journal of Addictive Diseases*, 0, 1–9. doi: 10.1080/10550887.2019.1690929.
- Neumann, A. M., Blondell, R. D., Jaanimägi, U., Giambrone, A. K., Homish, G. G., Lozano, J. R.,... Azadfar, M. (2013). A preliminary study comparing methadone and buprenorphine in patients with chronic pain and co-existent opioid addiction. *Journal of Addictive Diseases*, 32, 68–78. doi:10.1080/10550887.2012.759872.
- Noble, M., Treadwell, J. R., Tregear, S. J., Coates, V. H., Wiffen, P. J., Akafomo, C. y Schoelles, K. M. (2010). Long-term opioid management for chronic noncancer pain. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, 3. doi:10.1002/14651858.CD006605.
- Pade, P. A., Cardon, K. E., Hoffman, R. M. y Geppert, C. M. A. (2012). Prescription opioid abuse, chronic pain, and primary care: A co-occurring disorders clinic in the chronic disease model. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 43, 446–450. doi:10.1016/j.jsat.2012.08.010.
- Rhodin, A., Grönbladh, L., Nilsson, L.-H. y Gordh, T. (2006). Methadone treatment of chronic non-malignant pain and opioid dependence- a long-term follow-up. *European Journal of Pain*, 10, 271–278. doi:10.1016/j.ejpain.2005.05.003.
- Rudd, R. A., Seth, P., David, F. y Scholl, L. (2016). Increases in drug and opioid-involved overdose deaths — United States, 2010–2015. *MMWR. Morbidity and Mortality Weekly Report*, 65, 1445–1452. doi:10.15585/mmwr.mm655051e1.
- Skinner, H. A. (1982). The Drug Abuse Screening Test (DAST). *Addictive Behaviors*, 7, 1.
- Sterne, J. A. C., Savović, J., Page, M. J., Elbers, R. G., Blencowe, N. S., Boutron, I.,... Higgins, J. P. T. (2019). RoB 2: A revised tool for assessing risk of bias in randomised trials. *BMJ*, 366. doi:10.1136/bmj.l4898.
- Streltzer, J., Davidson, R. y Goebert, D. (2015). An observational study of buprenorphine treatment of the prescription opioid dependent pain patient. *The American Journal on Addictions*, 24, 357–361. doi:10.1111/ajad.12198.
- Sullivan, M. D., Turner, J. A., DiLodovico, C., D’Appollonio, A., Stephens, K. y Chan, Y.-F. (2017). Prescription opioid taper support for outpatients with chronic pain: A randomized controlled trial. *The Journal of Pain*, 18, 308–318. doi:10.1016/j.jpain.2016.11.003.
- Vidrine, J. I., Spears, C. A., Heppner, W. L., Reitzel, L. R., Marcus, M. T., Cinciripini, P. M.,... Wetter, D. W. (2016). Efficacy of mindfulness-based addiction treatment (MBAT) for smoking cessation and lapse recovery: A randomized clinical trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 84, 824–838. doi: 10.1037/ccp0000117.
- Volkow, N. D. y Thomas McLellan, A. (2016). Opioid abuse in chronic pain-misconceptions and mitigation strategies.

- tegies. *New England Journal of Medicine*, 374, 1253–1263. doi:10.1056/NEJMr1507771.
- Vowles, K. E., McEntee, M. L., Julnes, P. S., Frohe, T., Ney, J. P. y Van Der Goes, D. N. (2015). Rates of opioid misuse, abuse, and addiction in chronic pain: A systematic review and data synthesis. *Pain*, 156, 569–576. doi:10.1097/01.j.pain.0000460357.01998.fl.
- Waddell, G., McCulloch, J. y Kummel, E. (1980). Nonorganic physical signs in low back pain. *Spine*, 5, 117–125.
- Weiss, R. D., Sharpe Potter, J., Fiellin, D. A., Byrne, M., Connery, H. S., Dickinson, W.,... Ling, W. (2011). Adjunctive counseling during brief and extended buprenorphine-naloxone treatment for prescription opioid dependence: A 2-phase randomized controlled trial. *Arch Gen Psychiatry*, 68, 1238–1246.
- Wiffen, P. J., Wee, B., Derry, S., Bell, R. F. y Moore, R. A. (2017). Opioids for cancer pain - an overview of cochrane reviews. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, 2017. doi:10.1002/14651858.CD012592.pub2.
- Williams, A. C. de C., Eccleston, C. y Morley, S. (2012). Psychological therapies for the management of chronic pain (excluding headache) in adults. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, 11. doi:10.1002/14651858.CD007407.pub3.
- Organización Mundial de la Salud. (2019). *Chronic pain*. International Classification of Diseases - 11th Edition. Recuperado de <https://icd.who.int/browse11/l-m/en#/http://id.who.int/icd/entity/1581976053>.
- Worley, M. J., Heinzerling, K. G., Shoptaw, S. y Ling, W. (2017). Volatility and change in chronic pain severity predict outcomes of treatment for prescription opioid addiction. *Addiction*, 112, 1202–1209. doi:10.1111/add.13782.

Anexo 1: Artículos excluidos tras la revisión de los textos completos

- Garland, E. L. (2014). Disrupting the downward spiral of chronic pain and opioid addiction with mindfulness-oriented recovery enhancement: A review of clinical outcomes and neurocognitive targets. *Journal of Pain and Palliative Care Pharmacotherapy*, 28, 122–129. doi:10.3109/15360288.2014.911791.
- Weiss, R. D., Griffin, M. L., Potter, J. S., Dodd, D. R., Dreifuss, J. A., Connery, H. S. y Carroll, K. M. (2014). Who benefits from additional drug counseling among prescription opioid-dependent patients receiving buprenorphine–naloxone and standard medical management? *Drug and Alcohol Dependence*, 140, 118–122. doi:10.1016/j.drugalcdep.2014.04.005.
- Berland, D. W., Malinoff, H. L., Weiner, M. A. y Przybylski, R. (2013). When opioids fail in chronic pain management: the role for buprenorphine and hospitalization. *American Journal of Therapeutics*, 20, 316–321. doi:10.1097/MJT.0b013e31827ab599.
- Suzuki, J., Matthews, M. L., Brick, D., Nguyen, M. T., Jamison, R. N., Ellner, A. L. y Weiss, R. D. (2014). Implementation of a collaborative care management program with buprenorphine in primary care: A comparison between opioid-dependent patients and patients with chronic pain using opioids non-medically. *Journal of Opioid Management*, 10, 159–168. doi:10.5055/jom.2014.0204.
- Currie, S. R., Hodgins, D. C., Crabtree, A., Jacobi, J. y Armstrong, S. (2003). Outcome from integrated pain management treatment for recovering substance abusers. *Journal of Pain*, 4, 91–100. doi:10.1054/jpai.2003.17.
- Garland, E. L., Bryan, C. J., Finan, P. H., Thomas, E. A., Priddy, S. E., Riquino, M. R. y Howard, M. O. (2017). Pain, hedonic regulation, and opioid misuse: modulation of momentary experience by mindfulness-oriented recovery enhancement in opioid-treated chronic pain patients. *Drug and Alcohol Dependence*, 173 (Suppl. 1), 65–72. doi:10.1016/j.drugalcdep.2016.07.033.
- Garland, E. L., Howard, M. O., Zubieta, J.-K. y Froeliger, B. (2017). Restructuring hedonic dysregulation in chronic pain and prescription opioid misuse: Effects of mindfulness-oriented recovery enhancement on responsiveness to drug cues and natural rewards. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 86, 111–112. doi:10.1159/000453400.
- Priddy, S. E., Hanley, A. W., Riquino, M. R., Platt, K. A., Baker, A. K. y Garland, E. L. (2018). Dispositional mindfulness and prescription opioid misuse among chronic pain patients: Craving and attention to positive information as mediating mechanisms. *Drug and Alcohol Dependence*, 188, 86–93. doi:10.1016/j.drugalcdep.2018.03.040.
- Guarino, H., Fong, C., Marsch, L. A., Acosta, M. C., Syckes, C., Moore, S. K. y Rosenblum, A. (2018). Web-based cognitive behavior therapy for chronic pain patients with aberrant drug-related behavior: Outcomes from a randomized controlled trial. *Pain Medicine (Malden, Mass.)*, 19, 2423–2437. doi:10.1093/pm/pnx334.
- Garland, E. L., Froeliger, B. y Howard, M. O. (2014). Effects of mindfulness-oriented recovery enhancement on reward responsiveness and opioid cue-reactivity. *Psychopharmacology*, 231, 3229–3238. doi:10.1007/s00213-014-3504-7.
- Roux, P., Sullivan, M. A., Cohen, J., Fugon, L., Jones, J. D., Vosburg, S. K. y Comer, S. D. (2013). Buprenorphine/naloxone as a promising therapeutic option for opioid abusing patients with chronic pain: Reduction of pain, opioid withdrawal symptoms, and abuse liability of oral oxycodone. *Pain*, 154, 1442–1448. doi:10.1016/j.pain.2013.05.004.
- Taveros, M. C. y Chuang, E. J. (2017). Pain management strategies for patients on methadone maintenance therapy: A systematic review of the literature. *BMJ Supportive & Palliative Care*, 7, 383–389. doi:10.1136/bmjspcare-2016-001126.
- Dennis, B. B., Bawor, M., Paul, J., Plater, C., Pare, G., Worster, A.,... Samaan, Z. (2016). Pain and opioid addiction: A systematic review and evaluation of pain measurement in patients with opioid dependence on methadone maintenance treatment. *Current Drug Abuse Reviews*, 9, 49–60.
- Garland, E. L. y Howard, M. O. (2013). Mindfulness-oriented recovery enhancement reduces pain attentional bias in chronic pain patients. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 82, 311–318. doi:10.1159/000348868.
- Latif, Z.-H., Solli, K. K., Opheim, A., Kunoe, N., Benth, J. Š., Krajci, P. y Tanum, L. (2019). No increased pain among opioid-dependent individuals treated with extended-release naltrexone or buprenorphine-naloxone: A 3-month randomized study and 9-month open-treatment follow-up study. *The American Journal on Addictions*, 28, 77–85. doi:10.1111/ajad.12859.
- Weiss, R. D., Potter, J. S., Fiellin, D. A., Byrne, M., Connery, H. S., Dickinson, W.,... Ling, W. (2011). Adjunctive counseling during brief and extended

- buprenorphine-naloxone treatment for prescription opioid dependence: A 2-phase randomized controlled trial. *Archives of General Psychiatry*, 68, 1238–1246. doi:10.1001/archgenpsychiatry.2011.121.
- Weiss, R. D., Potter, J. S., Griffin, M. L., Provost, S. E., Fitzmaurice, G. M., McDermott, K. A.,... Carroll, K. M. (2015). Long-term outcomes from the national drug abuse treatment clinical trials network prescription opioid addiction treatment study. *Drug and Alcohol Dependence*, 150, 112–119. doi:10.1016/j.drugalcdep.2015.02.030.
- Potter, J. S., Dreifuss, J. A., Marino, E. N., Provost, S. E., Dodd, D. R., Rice, L. S.,... Weiss, R. D. (2015). The multi-site prescription opioid addiction treatment study: 18-month outcomes. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 48, 62–69. doi:10.1016/j.jsat.2014.07.009.
- Garland, E. L., Manusov, E. G., Froeliger, B., Kelly, A., Williams, J. M. y Howard, M. O. (2014). Mindfulness-oriented recovery enhancement for chronic pain and prescription opioid misuse: Results from an early-stage randomized controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 82, 448–459. doi:10.1037/a0035798.
- Jamison, R. N., Ross, E. L., Michna, E., Chen, L. Q., Holcomb, C. y Wasan, A. D. (2010). Substance misuse treatment for high-risk chronic pain patients on opioid therapy: A randomized trial. *Pain*, 150, 390–400. doi:10.1016/j.pain.2010.02.033.
- Garland, E. L., Hanley, A. W., Riquino, M. R., Reese, S. E., Baker, A. K., Salas, K.,... Howard, M. O. (2019). Mindfulness-oriented recovery enhancement reduces opioid misuse risk via analgesic and positive psychological mechanisms: A randomized controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 87, 927–940. doi:10.1037/ccp0000390.

DIRECTRICES PARA AUTORES

Adicciones está editada por **Socidrogalcohol**, *Sociedad Científica Española de Estudios sobre el Alcohol, el Alcoholismo y otras Toxicomanías*.

Adicciones publica artículos originales sobre el tratamiento, la prevención, estudios básicos y descriptivos en el campo de las adicciones de cualquier tipo, procedentes de distintas disciplinas (medicina, psicología, investigación básica, investigación social, etc.). Todos los artículos son seleccionados después de pasar un proceso de revisión anónimo realizado por expertos en cada tema.

Adicciones publica 4 números al año en marzo, junio, septiembre y diciembre. La revista cuenta con cinco tipos de publicaciones: editorial, artículos originales, informes breves, artículos de revisión y cartas al director.

Con el fin de facilitar la lectura y no incurrir en posibles errores gramaticales, las referencias que en estas normas se hacen a autor y autores, revisor, revisores, editor, editores, deben entenderse hechas respectivamente a autor o autora, autores o autoras, revisor o revisora, revisores o revisoras, editor o editora, editores o editoras.

1. CONSIDERACIONES GENERALES

Idiomas

La revista admite artículos en español y en inglés para su revisión. La edición definitiva de los artículos se publicará en ambos idiomas.

Conflictos de intereses

La política de la revista exige que en todos los artículos y editoriales conste expresamente la existencia o no de conflicto de intereses en el apartado correspondiente. Todos los conflictos de interés son importantes, pero especial cuidado hay que poner en el caso de haber recibido para el estudio financiación de la industria farmacéutica, alcoholera, tabaquera, del juego, etc. La revista *Adicciones* se ajusta en este tema a las recomendaciones de ISAJE (International Society of Addiction Journals Editors). Tener conflicto de intereses no significa no poder publicar el artículo. En caso de duda sobre esta cuestión se debe contactar con el Comité Editorial.

Autoría y originalidad

Los artículos deben ser originales. Únicamente deben ser considerados autores aquellos que han hecho sustanciales contribuciones: 1) a la concepción y diseño, adquisición de datos, o el análisis e interpretación de datos; 2) a la redacción del artículo o a su revisión crítica; y 3) que ha dado su aprobación de la versión final que se publicará.

Todos los manuscritos serán valorados con herramientas de antiplagio. Los autores deben asegurar que ninguna parte significativa del material aportado ha sido publicado con anterioridad. En caso de duda debe aportar lo presentado o publicado en otras revistas antes de poder ser considerado el artículo para su revisión.

Además, para estas cuestiones, los autores pueden y deben consultar el acuerdo de Farmington, al que está adherida la revista *Adicciones*: <https://www.isaje.net/farmington-consensus.html>. También pueden consultarse las normas de publicación de la American Psychological Association, 7ª edición (2020).

2. PREPARACIÓN DE MANUSCRITOS

Los autores deben seguir exclusivamente para la presentación de sus manuscritos las Normas de publicación de la American Psychological Association, 7ª edición (2020) (www.apastyle.org).

La Revista *Adicciones* respeta y favorece la diversidad. Los autores deben utilizar lenguaje inclusivo que esté exento de sesgos y estereotipos. No existe un límite exacto de palabras para los trabajos que se presenten. De todos modos, toda la información que se incluya debe ser estrictamente la necesaria y se recomienda brevedad y síntesis.

Los artículos deben ser de gran interés para la comunidad científica del campo de las adicciones, suponiendo un impacto significativo en su ámbito de investigación y ofreciendo conclusiones e implicaciones claramente novedosas. Se evitarán trabajos que se refieran a realidades muy concretas o situaciones muy particulares, o que sean básicamente descriptivos –a menos, que se trate de algo muy novedoso.

Tipos de artículos

Artículos originales.

Serán preferentemente trabajos de investigación clínicos o experimentales en el campo de las adicciones. Se valorarán especialmente artículos de carácter empírico con muestras amplias y metodologías sólidas adecuadas a los objetivos perseguidos.

Informes breves.

En esta sección se considerarán los trabajos de investigación que por sus características especiales (series con número reducido de observaciones, trabajos de investigación con objetivos y resultados muy concretos, estudios epidemiológicos descriptivos, primeros resultados de un estudio amplio, etc.) pueden ser publicados de forma abreviada. Estos manuscritos tendrán los mismos apartados que los artículos originales y una extensión de no más de 12 páginas a doble espacio.

Artículos de revisión.

Presentarán la actualización de un tema de forma rigurosa y exhaustiva. En líneas generales, únicamente se aceptarán revisiones sistemáticas y metaanálisis. Estas revisiones deberán regirse por métodos sistematizados (p. ej., criterios PRISMA) y estar registrados en bases de protocolos de revisión (p. ej., PROSPERO).

Cartas al Editor.

Consisten en una presentación breve sobre algún área de investigación particularmente novedoso y original, o la contestación o matización a un artículo publicado en la revista. Cuando sea éste el caso la carta tendrá que recibirse dentro de las 6 semanas subsiguientes a la publicación del artículo en el número de la revista. Tendrán una extensión máxima de 800 palabras aproximadamente, 10 referencias y una tabla o figura.

3. PRESENTACIÓN DE LOS TRABAJOS

Todos los artículos se deben enviar a través de www.adicciones.es. En la plataforma se podrán encontrar todas las instrucciones para la preparación y subida del manuscrito. Todo el seguimiento del proceso de revisión y editorial se realizará a través de la plataforma web de la Revista Adicciones. Ésta es la única forma prevista para envío de artículos (si tiene alguna duda o problema técnico puede comunicarse con revistaadicciones@socidrogalcohol.org)

Estructura de los trabajos enviados a la revista

Para el envío de manuscritos se deben preparar y anexar los siguientes documentos:

A) *Carta de presentación* o *Cover Letter*. Deberá contener el objetivo del trabajo, la justificación del porqué se ha llevado a cabo y cuál es la aportación al conocimiento ya existentes, la posible audiencia a la que irá dirigido el estudio y la repercusión sobre la elaboración de posibles nuevos trabajos, así como una descripción de los principales hallazgos y la contribución de los mismos para generar nuevo conocimiento en el campo de las adicciones.

B) *Documento de autorización de todos los autores*. Todo manuscrito enviado para su consideración de publicación a la revista **Adicciones** vendrá acompañado de una carta firmada por todos los autores. En este documento se indicará que:

1. El manuscrito es original y no ha sido previamente publicado, completo o en parte, ni está siendo considerado para su publicación en otra revista.
2. La financiación que ha recibido el estudio realizado (directa o indirecta) y si tiene conexiones con la industria del tabaco, alcohol o industria farmacéutica, u otras relaciones que puedan llevar a un conflicto de intereses.
3. Que el manuscrito ha sido realizado, leído y aprobado por los autores tal como se envía el mismo, y que la autoría le corresponde a todos y todas los y las firmantes.
4. Que se han cumplido todos los principios éticos en relación a la protección de las personas o de los pacientes, o de los animales, cuando se trate de experimentación animal.
5. Que se acompañan todos los permisos correspondientes para reproducir material previamente publicado que se va a incluir en el manuscrito, como texto, tablas, figuras, etc.
6. Que la correspondencia referente al manuscrito remitido para su publicación se realizará con el autor de correspondencia del que se indicará el nombre, dirección, teléfono y correo electrónico y que éste se encargará a su vez de ponerse en contacto con el resto de autores y autoras para la revisión y aprobación final del artículo.
7. Que se transferirán los derechos de copyright del artículo a la revista Adicciones en caso de ser publicado el mismo en la revista Adicciones.
8. La revista Adicciones tiene como política la difusión de sus artículos por lo que los autores pueden enviar en formato electrónico sus artículos publicados a otras personas. La reproducción y difusión comercial de los artículos de la revista está restringida por los derechos de copyright y se precisa autorización de la revista para hacerlo.

C) *Página de título*. Se indicarán, en el orden que aquí se cita, los siguientes datos:

- Título del artículo, en minúsculas (en castellano e inglés) excepto la letra inicial.
- Nombre de autores completo (no sólo iniciales), y uno o dos apellidos del/los autor/es (p. ej., Miguel García o Miguel García Rodríguez o bien Miguel García-Rodríguez, teniendo en cuenta que la forma que hayan utiliza-

do los autores es la que se enviará a las bases de datos). Se deben escribir en minúsculas, excepto la letra inicial. Los distintos autores vendrán separados por punto y coma. Detrás del apellido de cada autor, sin espacio intermedio y en superíndice, deberá ir un asterisco de llamada (1 asterisco para el primero, 2 para el segundo, etc.). Estos asteriscos son necesarios para indicar en el siguiente punto la filiación de autores y autoras.

- Precedidos por un asterisco o los que fuesen necesarios –según el punto anterior– se indicarán el nombre/s del centro/s donde se ha realizado el trabajo o donde trabajan.

Al final de esta página (no como ‘nota al pie’) se colocará este texto: “Enviar correspondencia a: ...”, indicando el nombre, la dirección postal, correo electrónico u otra información del autor de correspondencia, al cual la secretaría se dirigirá durante el proceso de revisión.

D) *Manuscrito*. Todas las hojas deberán ir numeradas correlativamente en la parte superior derecha. El orden de presentación seguido en el manuscrito será el siguiente:

1. En la primera página del manuscrito se indicará:
 - Título del artículo, en minúsculas (en castellano e inglés) excepto la letra inicial.
2. La segunda hoja del artículo incluirá:
 - Resumen del trabajo presentado, tanto en español como en inglés. Dicho resumen tendrá alrededor de 250 palabras. Siguiendo las normas de publicación APA, el resumen debe especificar los objetivos del estudio o investigación; una breve descripción del método utilizado; los principales resultados; y las conclusiones más importantes y/o novedosas. El resumen debe redactarse en uno o varios párrafos siguiendo las normas de publicación de la APA, sin necesidad de incluir referencia explícita a las divisiones de introducción, método, etc.
 - Listado de entre 5 y 7 palabras clave en español y sus equivalentes en inglés (Key words) en minúsculas y separadas por comas que, a ser posible, se adapten a las normalmente utilizadas en los índices al uso (p. ej., términos MESH).
3. La tercera hoja dará inicio al texto del artículo. Dado que el proceso de revisión será anónimo, confidencial y ciego, se recomienda que los autores eliminen cualquier información que consideren pudiera ayudar a identificarlos, como por ejemplo, lugar de selección de participantes, institución de pertenencia del Comité Ético que ha aprobado el estudio, etc. Esta información puede ser ocultada mediante la sustitución de la misma por la expresión “[AUTHORS]” o similares. Se recomienda la redacción del texto en impersonal. Conviene dividir claramente los trabajos en apartados, siguiendo, siempre que sea posible por las características del estudio, el esquema general siguiente: Introducción (no obstante la palabra introducción no se pondrá, pues se da por supuesta), Método, Resultados, Discusión, Reconocimientos, Conflicto de intereses y Referencias.

Introducción

Será breve y deberá proporcionar sólo la explicación necesaria para que el lector pueda comprender el texto que sigue a continuación. No debe contener tablas ni figuras, a menos que sean imprescindibles para la comprensión del texto. Debe incluir un último párrafo en el que se exponga de forma clara el o los objetivos del trabajo.

Método

Se describirá claramente el método empleado (selección de la muestra, como se recogieron los datos, instrumentos de recogida de datos o de evaluación, procedimiento, etc.). Se deben identificar los instrumentos de evaluación, tratamientos, fármacos utilizados, aparatos, sistema de evaluación, pruebas estadísticas, etc. Debe especificarse el tipo de estudio (descriptivo, epidemiológico, experimental, ensayo clínico, etc.).

Todos los trabajos que se presenten deben indicar el cumplimiento de los principios éticos necesarios para llevar a cabo la investigación y la referencia del comité de ética u oficina de investigación que haya evaluado la adecuación de dichas investigaciones al marco ético y legal correspondiente.

Es importante que estudios experimentales y ensayos clínicos estén registrados y se indique el número de registro en base de ensayos (p. ej., Clinicaltrials.gov). Deben especificarse los análisis estadísticos utilizados. Cuando estos sean muy novedosos deben describirse con detalle, e indicar el paquete estadístico utilizado con la referencia oportuna. Se recomienda encarecidamente indicar, cuando sea posible, el dato de significación exacta obtenido en los resultados (frente a fórmulas como $p < .05$ o $p < .01$) así como incluir, también cuando sea posible, estadísticos de tamaño del efecto.

Resultados

Los resultados deben presentarse en una secuencia lógica en el texto, tablas y figuras, y acorde al procedimiento descrito en el apartado del método. Se deben utilizar sólo aquellas tablas y figuras estrictamente necesarias, que expresen claramente los resultados del estudio. No se deben duplicar los datos en tablas y figuras, ni tampoco repetir en el texto todos los datos de las tablas y figuras, sólo los más importantes. Es conveniente enfatizar y resumir sólo las observaciones más importantes.

Los ensayos clínicos aleatorizados y diseños experimentales deben adecuarse a las guías CONSORT (www.consort-statement.org) y los estudios con diseños no experimentales a guías internacionales (p. ej., STROBE, <https://www.strobe-statement.org/>) para la mayor claridad de la lectura y revisión del trabajo. Igualmente, se presentarán los estadísticos del tamaño del efecto correspondiente.

Discusión

Se debe comenzar con el objetivo general del estudio. Enfatizará los aspectos nuevos e importantes del estudio y las conclusiones que se derivan del mismo. No se deben repetir en detalle los resultados presentados en la sección anterior, ni en la introducción. Se ha de destacar lo más importante y controvertido y relacionarlo con otros estudios relevantes sobre el tema. No se deben presentar suposiciones si no se ven apoyadas por los datos o la evidencia previa. Cuando sea apropiado pueden incluirse recomendaciones. Se deben indicar las implicaciones de los hallazgos y las posibles limitaciones (estas preferiblemente formarán un párrafo al final del artículo).

Reconocimientos

Este apartado se situará al final del texto del artículo y justo antes del apartado de Referencias. Cuando se considere necesario se citará a las personas, centros o entidades que hayan colaborado o apoyado la realización del trabajo. Pueden incluirse todas aquellas personas que hayan ayudado en la preparación del artículo, pero no con la intensidad requerida para ser considerados autores. Si el trabajo ha sido financiado se indicarán las entidades financiadoras en este apartado.

Conflicto de intereses

Todos los manuscritos (artículos, revisiones, editoriales, cartas) que se publican en la revista estarán acompañados por una declaración sobre los posibles o reales conflictos de interés o una declaración de que los autores no tienen conflictos de intereses que declarar.

Referencias

Seguirán de forma estricta las Normas de publicación de la American Psychological Association, 7ª edición (2020) (www.apastyle.org).

Tablas y figuras

Irán al final del texto, numeradas, y cada una en una página distinta, siguiendo el diseño propio de la APA. Se indicará en el texto del manuscrito en qué lugar deben ir situadas.

4. EL PROCESO DE REVISIÓN DEL MANUSCRITO

Los artículos son enviados a la revista a través de la www.adicciones.es. Los autores deben registrarse en la plataforma web de la revista para poder enviar sus manuscritos. A continuación, recibirán unas claves para poder entrar en la web y revisar la situación de su artículo. No obstante, el editor de la revista enviará un mensaje cuando tenga una decisión tomada o quiera aclarar alguna cuestión. Una vez recibido el manuscrito en la Redacción de la Revista Adicciones empezará el proceso de revisión.

El Editor, normalmente consultando con los Editores Asociados, puede desestimar de entrada un artículo que entienda que claramente no reúne la calidad suficiente o no entra dentro de las prioridades de la revista. El editor puede rechazar de entrada aquellos artículos que no cumplan estrictamente la normativa de la revista (APA), sin pasarlo a revisión por expertos.

Durante el proceso de envío se le solicitará a los autores que aporten el nombre de al menos dos posibles revisores para su artículo (nombre, institución, correo electrónico y ORCID). Los revisores propuestos deberán ser expertos en el tema y no estar ligados a la investigación que se desarrolla en el trabajo presentado. Tampoco podrán pertenecer al actual Comité Editorial de Adicciones. La revista se reserva la decisión de utilizar o no dichos revisores propuestos.

Los manuscritos serán enviados por el Editor o los Editores Asociados a dos o más expertos en el tema (revisores), que harán los comentarios pertinentes sobre el mismo y que requerirán aquellos cambios que estimen necesarios. También pueden dar su opinión sobre la aceptación o rechazo del artículo. La última decisión, basada en el informe de los revisores, o del editor asociado que se hubiese responsabilizado de la revisión, será tomada por el Editor de la revista, que podrá consultar además a los Editores asociados. El proceso de revisión será “doble ciego”. En todo el proceso de revisión se mantendrá el principio de confidencialidad por parte de los revisores hacia el trabajo que revisan, así como la confidencialidad de los nombres de los revisores entre ellos o ante los autores del manuscrito. En este sentido las revisiones serán anónimas, confidenciales y ciegas también para los revisores que no conocerán el nombre de los autores en ningún momento.

El resultado de la revisión del manuscrito será enviado al autor de correspondencia indicando la decisión editorial. Los autores, si es el caso, deberán hacer los cambios señalados por editores y/o revisores, en un plazo máximo de dos meses, enviando:

- Una copia del manuscrito revisado resaltando los cambios.
- Una copia del manuscrito definitivo.
- Un documento de respuesta a revisores, donde se expongan de forma detallada las principales modificaciones efectuadas, así como sus propios comentarios sobre los principales aspectos de la revisión.

5. PROCESO DE PUBLICACIÓN

Una vez aceptado el artículo, se seguirá el siguiente proceso:

1. Se les remitirá una versión con posibles correcciones de formato y estilo, a la que deberán responder en un máximo de 10 días.
2. Una vez recibida respuesta por parte de los autores, se les informará de una estimación de las páginas que ocupará la versión final del artículo en la revista, y del coste de publicación del mismo.
3. Una vez se haya efectuado el pago, el artículo será traducido al inglés o español, dependiendo del idioma original.
4. Se generará un documento final o galerada que los autores también revisarán.
5. Se asignará un DOI al mismo y se publicará en avance online, hasta que se asignen páginas dentro de un volumen concreto en el que finalmente serán publicados los manuscritos.

Los autores son totalmente responsables de la versión final que se publique. Los autores pueden hacer el uso que crean pertinente para la difusión del artículo, siempre que quede clara toda la información necesaria acerca de la revista donde ha sido publicado.

Costes de publicación

La Revista Adicciones es *Open Access*, es decir, de acceso abierto, por lo que una vez publicados los artículos estarán disponibles a través de la web y las distintas plataformas de búsqueda de forma gratuita, pudiendo ser enviados y compartidos a toda la comunidad científica. Esto supone que se deben cubrir una serie de gastos de edición, maquetación y derechos de difusión que conllevan asociados unos costes para los autores de los manuscritos. El proceso de publicación Open Access cumple con los requisitos y recomendaciones establecidos por las convocatorias de financiación científica más actuales como la Horizon 2020 y la Ley de Ciencia del Ministerio de Ciencia e Innovación de España, que promueven el acceso abierto a la ciencia.

La publicación de nuevos artículos está sujeta al pago de 50€ (IVA incluido) por página, con un descuento del 30% si el primer autor es socio de Socidrogalcohol. Para los casos en los que al menos un 50% de los autores pertenezcan a países en desarrollo según **World Bank**, se aplicará un descuento del 50%. Excepcionalmente, si existen dificultades graves de financiación y ante artículos de gran calidad, se podrá negociar una tarifa de publicación

6. COPYRIGHT

Los derechos de copyright de todos los artículos publicados en la revista Adicciones pasan a ser propiedad de la revista.

Los autores se comprometen a acompañar el manuscrito de todos los permisos correspondientes para reproducir material previamente publicado que se va a incluir en el manuscrito, como texto, tablas, figuras, etc.

EDITORIAL

Sobre la cuestión de inconstitucionalidad planteada por el Tribunal Supremo respecto de la publicidad del juego

On the issue of unconstitutionality raised by the Supreme Court regarding gambling advertising

MARIANO CHÓLIZ MONTAÑÉS.....91

ORIGINALES / ORIGINALS

Diferencias y estabilidad diagnóstica entre trastornos psicóticos inducidos por sustancias y trastornos psicóticos no inducidos
Differences between substance-induced psychotic disorders and non-substance-induced psychotic disorders and diagnostic stability

JULIA CAMBRA ALMERGE, SERGIO SÁNCHEZ-ROMERO, FRANCISCO ARIAS HORCAJADAS.....95

Uso problemático de Internet y trastorno de juego por Internet: Solapamiento y relación con la calidad de vida relacionada con la salud en adolescentes

Problematic Internet use and Internet gaming disorder: Overlap and relationship with health-related quality of life in adolescents

JUAN MANUEL MACHIMBARRENA, MARTA BERANUY, ESPERANZA VERGARA-MORAGUES, LIRIA FERNÁNDEZ-GONZÁLEZ, ESTHER CALVETE, JOAQUÍN GONZÁLEZ-CABRERA.....107

Percepción del consumo de alcohol propio y de allegados en universitarios de primer curso como predictor del consumo a 10 años

Own and others' perceived drinking among freshmen as predictors of alcohol consumption over 10 years

LUCÍA MOURE-RODRÍGUEZ, CARINA CARBIA, MONTSERRAT CORRAL VARELA, AINARA DÍAZ-GEADA, FERNANDO CADAVEIRA, FRANCISCO CAAMAÑO-ISORNA.....119

La importancia de los patrones de consumo: Diseño de una encuesta que permita evaluar daño relacionado al consumo de cannabis

The relevance of patterns of use: A survey to assess cannabis use-related harm

EUGÈNIA CAMPENY, HUGO LÓPEZ-PELAYO, ANTONI GUAL, MARIA DE LAS MERCEDES BALCELLS-OLIVERO.....135

Incremento de la ingesta de alcohol y drogas como estrategia de afrontamiento en trabajadores hospitalarios durante el brote de COVID-19: Estudio transversal

Self-reported increase in alcohol and drugs intake as a coping strategy in hospital workers during COVID-19 outbreak: A cross-sectional study

AGUSTÍN MADDOZ-GÚRPIDE, MÓNICA LEIRA-SANMARTÍN, ÁNGELA IBÁÑEZ, ENRIQUETA OCHOA-MANGADO.....143

Rasgos de personalidad y psicopatología en adolescentes con adicción a videojuegos

Personality traits and psychopathology in adolescents with videogame addiction

MARTA SÁNCHEZ-LLORENS, MARÍA ISABEL MARÍ-SANMILLÁN, ANA BENITO, FRANCESC RODRÍGUEZ-RUIZ, FRANCISCA CASTELLANO-GARCÍA, ISABEL ALMODÓVAR, GONZALO HARO.....151

Evolución de la mortalidad atribuible al alcohol en España según edad, sexo, causa de muerte y tipo de bebedor (2001-2017)

Evolution of mortality attributable to alcohol in Spain according to age, sex, cause of death and type of drinker (2001-2017)

MARTA DONAT, LUIS SORDO, MARÍA JOSÉ BELZA, JUAN HOYOS, ENRIQUE REGIDOR, GREGORIO BARRIO.....165

Uso problemático de Internet y problemas psicológicos entre estudiantes universitarios con discapacidad

Problematic Internet Use and Psychological Problems among University Students with Disabilities

MARÍA J. PINO OSUNA, CARLOS HERRUZO PINO, VALENTINA LUCENA JURADO, JAVIER HERRUZO CABRERA.....177

REVISIÓN / REVIEW

Mortalidad atribuida al consumo de tabaco en España: Revisión sistemática

Smoking-attributable mortality in Spain: A systematic review

JULIA REY-BRANDARIZ, MÓNICA PÉREZ-RÍOS, MARÍA ISOLINA SANTIAGO-PÉREZ, LEONOR VARELA-LEMA, ALEXANDRA GIRALDO-OSORIO, NEREA MOURINO, ALBERTO RUANO-RAVINA.....185

Revisión sistemática sobre el manejo clínico del dolor crónico y el trastorno por uso de opioides simultáneo

Systematic review on the clinical management of chronic pain and comorbid opioid use disorder

BELTRÁN JIMÉNEZ-FERNÁNDEZ, CRISTINA CALOMARDE-GÓMEZ, ANA LÓPEZ-LAZCANO, ANNA LLIGONA, ANTONI GUAL, HUGO LÓPEZ-PELAYO.....197

