

ARTÍCULO ORIGINAL

Un fenómeno sin territorio: juego problemático, tiempo de dedicación y mediación familiar en la región Sierra Mariscal y Frontera Comalapa

Víctor del Carmen Avendaño Porras¹¹ Universidad Pedagógica Nacional, Unidad 31-A, Mérida, Yucatán, México

Recibido: 26 de febrero de 2026 / Aceptado: 17 de junio de 2026

Publicado en línea: 30 de junio de 2026

© El autor 2026

Resumen

Este artículo cierra el libro con el desenlace de mayor relevancia clínica –el juego problemático medido con la escala breve de nueve reactivos de Pontes y Griffiths (2015)– y con la estrategia analítica más exigente: modelos multinivel sobre las 1 551 personas usuarias de los diez municipios, anidadas en 104 planteles. Bejucal de Ocampo y La Grandeza, los dos municipios de menor universo, constituyen el caso focal. La descomposición de varianza arroja un resultado inesperado: 99.1 % de la variación en el puntaje se sitúa en el nivel individual, frente a 0.5 % entre planteles y 0.4 % entre municipios. El juego problemático no es un fenómeno de contexto. En el modelo multinivel, el logaritmo del tiempo de dedicación domina con un coeficiente de 5.48 puntos, seguido de la mediación parental activa con -1.17 y el motivo de afrontamiento emocional con 0.41; el ámbito de residencia, la tenencia de dispositivo y la edad de inicio no contribuyen. Un análisis de mediación muestra que el tiempo de juego no se asocia directamente con el sueño, el rendimiento ni la soledad: entre 74 % y 97 % de su asociación pasa a través del puntaje. Finalmente, la replicación del efecto moderador documentado en el artículo anterior fracasa sobre la base completa, con una razón de tasas de 0.99 frente a 0.84, resultado que el artículo discute como advertencia sobre la fragilidad de las interacciones estimadas en submuestras.

Palabras clave juego problemático; IGDS9-SF; modelos multinivel; correlación intraclase; mediación estadística; replicación.

Abstract

This article addresses the clinically most relevant outcome in the series - problematic gaming measured with the nine-item short scale by Pontes and Griffiths (2015) - using multilevel models on 1,551 platform users from ten municipalities nested within 104 schools. Bejucal de Ocampo and La Grandeza, the two municipalities with the smallest adolescent populations, serve as focal cases. Variance decomposition produced an unexpected result: 99.1 % of variation in the score was located at the individual level, compared with 0.5 % between schools and 0.4 % between municipalities. Problematic gaming was therefore not a contextual phenomenon. In the multilevel model, the logarithm of gaming time was the dominant predictor with a coefficient of 5.48 points, followed by active parental mediation at -1.17 and emotional coping motive at 0.41; residence setting, personal-device ownership, and age of initiation did not contribute. Mediation analysis showed that gaming time was not directly associated with sleep, school performance, or loneliness: between 74 % and 97 % of its association operated through the problematic-gaming score. Finally, replication of the moderation effect reported in the preceding analysis failed in the complete regional sample, with an incidence-rate ratio of 0.99 compared with 0.84, underscoring the fragility of interaction effects estimated in subsamples.

Keywords problematic gaming; IGDS9-SF; multilevel models; intraclass correlation; statistical mediation; replication

Introducción

De todos los desenlaces que examina este libro, el juego problemático es el que descansa sobre bases

conceptuales más discutidas, y su inclusión en los sistemas diagnósticos internacionales fue objeto de una controversia que no se ha cerrado. Dos posi-

ciones se enfrentan. La primera sostiene que existe un patrón de juego que reúne los rasgos definitorios de una adicción conductual –preocupación, tolerancia, abstinencia, pérdida de control, persistencia pese al daño– y que su reconocimiento diagnóstico permite atender a quienes lo padecen; Billieux et al. (2017) defienden esa posición insistiendo en que el deterioro funcional constituye el criterio central para el tamizaje y el diagnóstico, y que su consideración adecuada evita la patologización de la actividad recreativa. La segunda, articulada en el documento de debate abierto que firmaron veintiséis investigadores encabezados por Aarseth et al. (2017), sostiene que la base empírica de la propuesta adolece de problemas fundamentales: baja calidad de la investigación disponible, una operacionalización que se apoya en exceso en criterios trasladados desde el consumo de sustancias y el juego de apuestas, y ausencia de consenso sobre la sintomatología y su evaluación. Los autores advierten además sobre las consecuencias de formalizar el trastorno, entre ellas el pánico moral en torno al daño de los videojuegos y la aplicación prematura del diagnóstico con abundantes falsos positivos, particularmente en niñas, niños y adolescentes. Kardefelt-Winther (2014) había formulado antes una crítica conceptual y metodológica en la misma dirección, proponiendo entender el uso intensivo de internet como una estrategia compensatoria frente a dificultades vitales antes que como una patología autónoma, y Przybylski et al. (2017), en un estudio sobre cuatro muestras de tres países, encontraron que la proporción de personas que satisfacían el umbral diagnóstico era reducida y que su asociación con indicadores de salud resultaba muy débil. Este artículo no toma partido en esa disputa, pero adopta tres decisiones que reflejan su existencia y que conviene explicitar desde el inicio porque condicionan la lectura de todos sus resultados. La primera es emplear el criterio de clasificación más estricto disponible en la escala utilizada, con el fin de evitar precisamente los falsos positivos que Aarseth et al. (2017) señalan como riesgo principal. La segunda es reportar la distribución completa del puntaje además de las categorías, de modo que cualquier lector pueda reclasificar con el umbral que considere apropiado y comparar con estudios que empleen otros criterios. La tercera, y la más consecuente, es tratar el puntaje como variable continua en el análisis principal y reservar la dicotomización para un modelo secundario: un constructo cuya validez está en discusión no debería sostenerse sobre un umbral arbitrario, y los coeficientes de un modelo continuo son interpretables con independencia de la convención diagnóstica que se adopte. Conviene detenerse en las implicaciones que la controversia sobre el constructo tiene para un estudio como este,

porque no son meramente retóricas. Si la posición crítica tiene razón y el instrumento produce falsos positivos en proporción apreciable, entonces una parte de las personas que este artículo clasifica en riesgo no presenta dificultad alguna, y las asociaciones estimadas con indicadores de bienestar estarían atenuadas por la inclusión de esos casos. Si la posición defensiva tiene razón y el deterioro funcional constituye el criterio decisivo (Billieux et al., 2017), entonces el instrumento capta correctamente el fenómeno pero el umbral estricto adoptado aquí podría estar dejando fuera a personas con dificultades reales situadas por debajo de los 27 puntos. Ambas posibilidades apuntan en direcciones opuestas y ninguna es descartable con estos datos, razón adicional para privilegiar el análisis continuo y reportar la distribución completa. Un lector que sostenga cualquiera de las dos posiciones puede reconstruir las cifras con el criterio que su posición implique, y esa reconstrucción es precisamente lo que la comparación de los umbrales permite. Hay además una consideración que ninguna de las dos posiciones aborda y que resulta central en este contexto. La controversia se ha desarrollado sobre poblaciones con acceso garantizado a las plataformas, donde la dedicación es una variable que el adolescente y su familia controlan en grados diversos. En una población donde la mitad accede mediante dispositivos compartidos o comerciales, el significado de varios criterios se altera. La necesidad de dedicar cada vez más tiempo para obtener la misma satisfacción presupone que ese tiempo adicional esté disponible; los intentos fallidos de reducir la dedicación presuponen que la dedicación dependa de la voluntad propia; y el engaño a familiares sobre la cantidad de juego presupone que exista una cantidad que ocultar. Un adolescente cuya dedicación está limitada por el horario de un establecimiento comercial puede tener una relación problemática con el juego que el instrumento no captará, porque sus manifestaciones conductuales están impedidas por la restricción material. Esta observación no invalida el uso del instrumento pero acota su alcance: mide el patrón tal como se manifiesta cuando puede manifestarse, y en poblaciones con acceso restringido esa condición no se cumple para todos por igual.

La escala empleada operacionaliza los nueve criterios diagnósticos propuestos para el trastorno por juego en internet, con un reactivo por criterio y una escala de respuesta de cinco puntos referida a los doce meses previos (Pontes y Griffiths, 2015). Los nueve criterios son la preocupación persistente por el juego, la aparición de malestar cuando no se puede jugar, la necesidad de dedicar cada vez más tiempo para obtener la misma satisfacción, los intentos fallidos de reducir la dedicación, la pérdida de interés en otras actividades previamente

valoradas, la continuación del juego pese al conocimiento de sus consecuencias negativas, el engaño a familiares sobre la cantidad de juego, el uso del juego para evadir o aliviar estados de ánimo negativos, y la puesta en riesgo o pérdida de relaciones, oportunidades educativas o laborales. Conviene notar que solo dos de los nueve se refieren directamente a cantidad o a consecuencias objetivas, mientras que los siete restantes describen una relación subjetiva con la actividad: preocupación, malestar, pérdida de control, ocultamiento, uso regulador del afecto. Esa composición sostiene la distinción entre cantidad y patrón que organiza el artículo, y explica por qué dos adolescentes con dedicaciones idénticas pueden obtener puntuaciones muy distintas. Conviene notar también que varios criterios están formulados en términos que un adolescente puede interpretar de maneras diversas: preguntar si alguien ha intentado reducir sin conseguirlo presupone que lo haya intentado, y quien nunca se lo ha propuesto responderá negativamente aunque su control sea limitado. Estas ambigüedades son conocidas y forman parte de las objeciones a la validez del constructo. Las estimaciones de prevalencia publicadas en las últimas dos décadas cubren un rango que excede un orden de magnitud, según documenta el metaanálisis de Stevens et al. (2021), y esa dispersión no puede atribuirse a diferencias reales entre poblaciones. Tres fuentes la explican. La primera es el instrumento, pues existen al menos una docena de escalas en uso, con distinto número de reactivos, distinto marco temporal y distinta formulación. La segunda es el criterio de clasificación, ya que incluso dentro de una misma escala los estudios adoptan cortes que varían en más de diez puntos. La tercera es la población de referencia, dado que algunos estudios calculan la prevalencia sobre el total de adolescentes y otros sobre quienes juegan, diferencia que en poblaciones con acceso restringido como la que aquí se estudia altera el resultado casi por un factor de dos. La fragilidad de esta literatura queda ilustrada por el hecho de que el propio metaanálisis fue objeto de un corrigendum posterior por la inclusión indebida de estudios que no aplicaban el criterio diagnóstico estándar (Stevens et al., 2023). Este artículo adopta las tres decisiones que esa dispersión aconseja: emplear un instrumento identificado y ampliamente validado, declarar el criterio de clasificación y reportar la sensibilidad a cortes alternativos, y especificar de manera explícita que las prevalencias se calculan sobre la población usuaria. Una pregunta previa a cualquier modelado, y que la literatura sobre juego problemático rara vez formula, concierne al nivel en que el fenómeno se produce. Los capítulos anteriores han mostrado que los distintos desenlaces se distribuyen de manera muy distinta entre

niveles: la incorporación a la plataforma resultó fuertemente agrupada por plantel, con prevalencias que iban de 13 % a 92 %; el tiempo de dedicación resultó apenas agrupado, con una correlación intraclase de .033; y la exposición a riesgos de interacción mostró un efecto municipal apreciable en uno de los tres municipios examinados. Esa heterogeneidad sugiere que la pregunta por el nivel debe responderse empíricamente para cada desenlace y no asumirse. El muestreo por conglomerados escolares obliga a considerar la estructura anidada de los datos, pero el modelo multinivel no es solamente una corrección técnica de los errores estándar: es un instrumento para responder una pregunta sustantiva. Como exponen Snijders y Bosker (2012) y Hox et al. (2018), un modelo de tres niveles descompone la varianza total en tres componentes – la que existe entre municipios, la que existe entre planteles de un mismo municipio y la que existe entre alumnos de un mismo plantel – y esa descomposición tiene consecuencias que van más allá de la especificación estadística. Un fenómeno con alta correlación intraclase indica que los individuos de un mismo contexto se parecen entre sí más de lo que se parecen a los de otros contextos, y por tanto que algo del contexto lo produce; un fenómeno con correlación intraclase próxima a cero indica lo contrario. Si el juego problemático se agrupa por plantel, la intervención pertinente sería escolar y colectiva; si se distribuye individualmente, la intervención pertinente sería de detección y atención caso por caso. La decisión de política depende, en este punto, de un parámetro estadístico. Una precisión adicional sobre la estrategia multinivel conviene anticiparse, porque su elección responde a razones que exceden la corrección de errores estándar. Hox et al. (2018) distinguen entre el uso del modelo multinivel como técnica de corrección y su uso como herramienta sustantiva, y señalan que la segunda función depende de una condición que la primera no exige: que los niveles superiores correspondan a entidades teóricamente significativas y no a meros artefactos del procedimiento de muestreo. En este estudio el plantel escolar cumple esa condición de manera clara, pues concentra simultáneamente condiciones de conectividad de la localidad, composición socioeconómica del alumnado y dinámicas de pares, tres mecanismos que la literatura señala como potencialmente relevantes. El municipio la cumple de manera menos evidente, ya que es una unidad administrativa cuya pertinencia para el fenómeno depende de que agrupe condiciones de infraestructura o de cultura local que efectivamente varíen entre municipios; los capítulos anteriores han encontrado evidencia mixta a ese respecto. Estimar el modelo de tres niveles permite, entonces, responder no solo dónde se produce la variación sino también si la unidad admi-

nistrativa es una unidad sustantiva para este desenlace, pregunta cuya respuesta tiene consecuencias directas sobre a qué escala debería organizarse cualquier intervención. Una segunda cuestión conceptual atraviesa el artículo y concierne a la relación entre cantidad de juego y daño. El discurso público tiende a identificar ambos: se supone que jugar mucho es en sí mismo perjudicial y que las consecuencias sobre el sueño, el rendimiento escolar o el bienestar emocional derivan directamente de las horas, de modo que reducirlas resolvería el problema. La literatura clínica propone un modelo distinto, en el que la cantidad de juego sería un factor de riesgo pero no la causa próxima del daño, y lo que produce el daño sería el patrón: la pérdida de control, la preocupación persistente, el desplazamiento de otras actividades, la continuación pese a las consecuencias. Bajo ese modelo, dos adolescentes con la misma dedicación semanal pueden diferir por completo en su afectación según su patrón sea o no problemático, y es precisamente el argumento que Billieux et al. (2017) emplean al insistir en el deterioro funcional como criterio central. Ambos modelos son distinguibles empíricamente mediante análisis de mediación, procedimiento cuyo alcance y límites sistematiza VanderWeele (2016): si el tiempo actúa directamente, su asociación con las consecuencias persistirá al controlar por el puntaje de juego problemático; si actúa a través del patrón, desaparecerá. El análisis de mediación con datos transversales tiene limitaciones que conviene declarar antes de presentar sus resultados, porque su interpretación causal es frecuentemente excesiva. Como advierte VanderWeele (2016), la descomposición en efectos directo e indirecto requiere supuestos de no confusión considerablemente más fuertes que los que exige la estimación de un efecto total, y esos supuestos rara vez son verificables con datos observacionales. El procedimiento estima descomposiciones de asociación, no de causalidad: que la asociación entre tiempo y sueño se anule al introducir el puntaje de juego problemático resulta compatible con el modelo causal propuesto, pero también con modelos alternativos, como que el puntaje y el sueño compartan una causa común no medida, o que el orden temporal real sea el inverso. Lo que el análisis sí establece de manera robusta es una proposición más modesta y aun así útil: entre dos adolescentes con la misma puntuación, la diferencia en horas de juego no se asocia con diferencias en sueño, rendimiento ni soledad. Esa proposición no requiere supuestos causales y tiene implicaciones prácticas directas sobre qué debería preguntar una familia o un orientador escolar. Resta señalar una asimetría del diseño que condiciona la interpretación del análisis de mediación y que conviene declarar junto con las demás. El predictor principal

y el desenlace comparten fuente y método: ambos proceden del autorreporte del mismo adolescente, en el mismo cuestionario y con pocos minutos de diferencia. Esa coincidencia introduce varianza de método común, fenómeno que infla las asociaciones entre variables medidas de idéntica manera y que la investigación por encuesta ha documentado con amplitud. A ello se suma que ambos comparten contenido conceptual, pues varios reactivos de la escala aluden explícitamente a la cantidad de juego, a la dificultad de reducirla y a la necesidad de incrementarla. La consecuencia es que la asociación entre tiempo y puntaje debe leerse como una cota superior, y que el elevado ajuste que el modelo alcanzará no debe interpretarse como comprensión del fenómeno sino en parte como solapamiento entre medidas. Los coeficientes que no comparten contenido con el desenlace –la mediación parental, los motivos, el horario– resultan por ello más informativos sobre el estado real del conocimiento, aunque su magnitud sea considerablemente menor. Un elemento adicional distingue a este artículo de los anteriores y concierne a la replicación. El artículo tercero documentó un efecto moderador de la mediación parental activa sobre la relación entre tiempo de juego y exposición a riesgos, estimado sobre 337 personas usuarias de tres municipios. Los efectos de interacción son notoriamente más difíciles de detectar que los principales: requieren mayor tamaño muestral, son más sensibles a la fiabilidad de las escalas implicadas y, cuando se buscan sin hipótesis previa, se prestan a la exploración indiscriminada hasta encontrar una significativa. La práctica habitual en la investigación educativa y psicológica consiste en reportar el resultado de una submuestra como hallazgo y confiar en que futuros estudios lo confirmen, diferimiento cómodo porque la replicación rara vez se realiza y, cuando fracasa, el resultado negativo tiene menos probabilidad de publicarse. Este libro se encuentra en una posición inusual, dado que la submuestra del tercer capítulo forma parte de una base mayor sobre la que la replicación es inmediata. Realizarla constituye una obligación evidente, y omitirla dejaría en pie una conclusión que los propios datos disponibles podrían no sostener. El artículo especifica por escrito el modelo, la muestra y el criterio de evaluación antes de estimarla, y reporta el resultado con independencia de su signo. Bejucal de Ocampo y La Grandeza son los dos municipios de menor universo adolescente de la región, con 1 017 y 1 147 personas de 12 a 17 años respectivamente (INEGI, 2021), y sus submuestras comprenden 152 y 163 casos, con 66 y 71 personas usuarias. Es evidente que esas cifras no sostienen por sí solas los modelos que este artículo estima, de modo que la estrategia adoptada difiere de la de los capítulos previos: los dos municipios funcio-

nan como caso focal cuya situación se interpreta, mientras que la estimación se realiza sobre la base regional completa de 1 551 personas usuarias. Esta decisión, anticipada en el diseño del libro, permite que los municipios más pequeños reciban atención analítica sin forzar inferencias que su tamaño no admite. La elección de estos dos municipios no es arbitraria: presentan prevalencias de uso casi idénticas, de 43.4 % y 43.6 %, y sin embargo difieren en el desenlace de este artículo, lo que los convierte en un contraste instructivo sobre la diferencia entre desplazamiento de la media y engrosamiento de la cola. Los tres capítulos precedentes avanzaron desde lo más externo hacia lo más interno. El primero preguntó quién entra a la plataforma y respondió que lo determina la posesión de un aparato. El segundo preguntó cuánto se permanece y respondió que lo determinan dos restricciones materiales distintas, una que gobierna la intensidad y otra la frecuencia. El tercero preguntó qué le ocurre a quien está dentro y respondió que la exposición a experiencias adversas depende de la práctica conversacional antes que de la dedicación. Este artículo formula la última pregunta de la secuencia: qué relación establece el adolescente con la actividad, y con qué consecuencias para su vida fuera de ella. Esa distancia respecto de las condiciones materiales produce una expectativa razonable que el artículo somete a prueba: si el acceso material gobierna la entrada y la permanencia, cabría suponer que también condicione el patrón, pues un adolescente con dispositivo propio, sin supervisión sobre su uso y con acceso ininterrumpido tendría en principio mayores facilidades para desarrollarlo. El artículo se organiza en torno a cua-

tro preguntas. La primera indaga en qué nivel – individual, de plantel o municipal – se sitúa la variación del juego problemático. La segunda examina qué predice el puntaje y qué predice específicamente el cruce del umbral de riesgo. La tercera pregunta si el tiempo de dedicación se asocia directamente con el sueño, el rendimiento y la soledad, o si lo hace a través del patrón problemático. La cuarta se ocupa de si se replica sobre la base completa el efecto moderador documentado en el artículo anterior.

Método

Los análisis se realizan sobre las 1 551 personas usuarias de la plataforma identificadas en los diez municipios, distribuidas en 104 planteles escolares, que representan 55.1 % de los 2 815 registros de la base regional. Los dos municipios focales aportan 137 personas usuarias: 66 de Bejucal de Ocampo y 71 de La Grandeza, con un universo conjunto de 2 164 adolescentes, 5.5 % del universo regional (INEGI, 2021). La Tabla 1 presenta el perfil de los municipios focales frente al conjunto.

Consideraciones éticas. El protocolo contempla dictamen de comité de ética con registro ante la instancia nacional correspondiente, consentimiento informado de la madre, el padre o la persona tutora, y asentimiento del propio adolescente. Los cuestionarios se manejan de manera anónima, sin folio que permita reidentificación, y se estableció una ruta de canalización acordada por escrito para situaciones de riesgo.

Tabla 1*Perfil de los municipios focales y del conjunto regional*

Característica	Bejucal de Ocampo	La Grandeza	Región
Universo de 12 a 17 años	1 017	1 147	39 589
Registros analizados	152	163	2 815
Planteles	6	5	104
Ámbito urbano (%)	55.3	24.5	31.9
Dispositivo propio (%)	44.7	47.9	51.6
Prevalencia de uso (%)	43.4	43.6	55.1
Personas usuarias	66	71	1 551
Minutos semanales (mediana)	470	395	411
Puntaje IGDS9-SF (media)	17.53	16.38	16.52
En riesgo o superior (%)	6.1	12.7	7.5
Mediación parental activa (media)	2.39	2.49	2.58

Nota. Universo según INEGI (2021). La estimación de los modelos se realiza sobre la base regional completa.

Las cifras focales y regionales no tienen la misma precisión ni cumplen la misma función. Bejucal y La Grandeza aportan 66 y 71 usuarios, mientras que los modelos se estiman con 1 551 en el conjunto regional. Una media de puntaje mayor en Bejucal puede coexistir con una proporción menor por encima del umbral, porque la media y la cola describen partes distintas de la distribución. Esta aparente discrepancia recuerda que un solo indicador no ordena inequívocamente a los municipios. Los perfiles locales contextualizan el artículo; no sustituyen la base regional empleada para estimar las asociaciones. El desenlace principal es el puntaje total de la escala breve de juego problemático, con rango de 9 a 45 puntos (Pontes y Griffiths, 2015). El desenlace secundario, para el modelo del umbral, es una variable dicotómica que indica si el puntaje alcanza o supera 27, valor que delimita la categoría de riesgo. Los desenlaces de consecuencia, empleados en el análisis de mediación, son las horas de sueño en noche escolar, el promedio escolar del ciclo anterior, la puntuación de soledad medida con

la escala de tres reactivos de Hughes et al. (2004), los días semanales con retraso del sueño atribuido al juego, y los días semanales de actividad física. Los predictores se organizan en cuatro conjuntos: las variables de dedicación incluyen el logaritmo de los minutos semanales, centrado en su media, y el número de días de juego por semana; las variables de patrón incluyen un indicador de juego predominante en horario de madrugada y la edad de inicio en la plataforma; las variables de perfil incluyen sexo, edad y las condiciones de acceso examinadas en el primer capítulo; y las variables familiares y disposicionales incluyen las dos escalas de mediación parental y los motivos de evasión y de afrontamiento emocional, medidos con la versión breve del instrumento de Demetrovics et al. (2011) y señalados por la literatura clínica como los más asociados al juego problemático. Todas las variables continuas se centraron en su media. El análisis procede en cinco pasos. El primero estima un modelo nulo de tres niveles –individuos en planteles en municipios– para descomponer la varianza del

puntaje y determinar el nivel en que se produce la variación (Snijders y Bosker, 2012). El segundo estima el modelo multinivel completo, con intercepto aleatorio de plantel y los doce predictores descritos. El tercero estima un modelo logístico del cruce del umbral de riesgo, con errores robustos por conglomerado, sobre el mismo conjunto de predictores. El cuarto realiza el análisis de mediación siguiendo el procedimiento que sistematiza VanderWeele (2016): se estiman tres ecuaciones por cada desenlace de consecuencia –el efecto del tiempo sobre el puntaje, el efecto del puntaje sobre la consecuencia controlando el tiempo, y el efecto total del tiempo sobre la consecuencia– y la proporción mediada se calcula como el cociente entre el efecto indirecto y el efecto total. El quinto replica, sobre las 1 551 personas usuarias, el modelo de moderación que el artículo anterior estimó sobre 337. El modelo nulo se especificó con intercepto aleatorio de municipio y componente de varianza de plantel anidado en municipio. Con diez municipios en el nivel superior, la estimación del componente municipal se realiza sobre un número de unidades cercano al mínimo que la literatura metodológica considera admisible, habitualmente situado entre diez y treinta (Hox et al., 2018), de modo que su magnitud es informativa pero su error estándar poco fiable; esta limitación no afecta a la conclusión sustantiva porque el componente estimado resulta tan pequeño que ningún error de estimación plausible lo convertiría en apreciable. Los modelos con predictores se especificaron con dos niveles tras verificar que el componente municipal era despreciable, y los 104 planteles del nivel dos superan holgadamente el mínimo requerido. Con 1 551

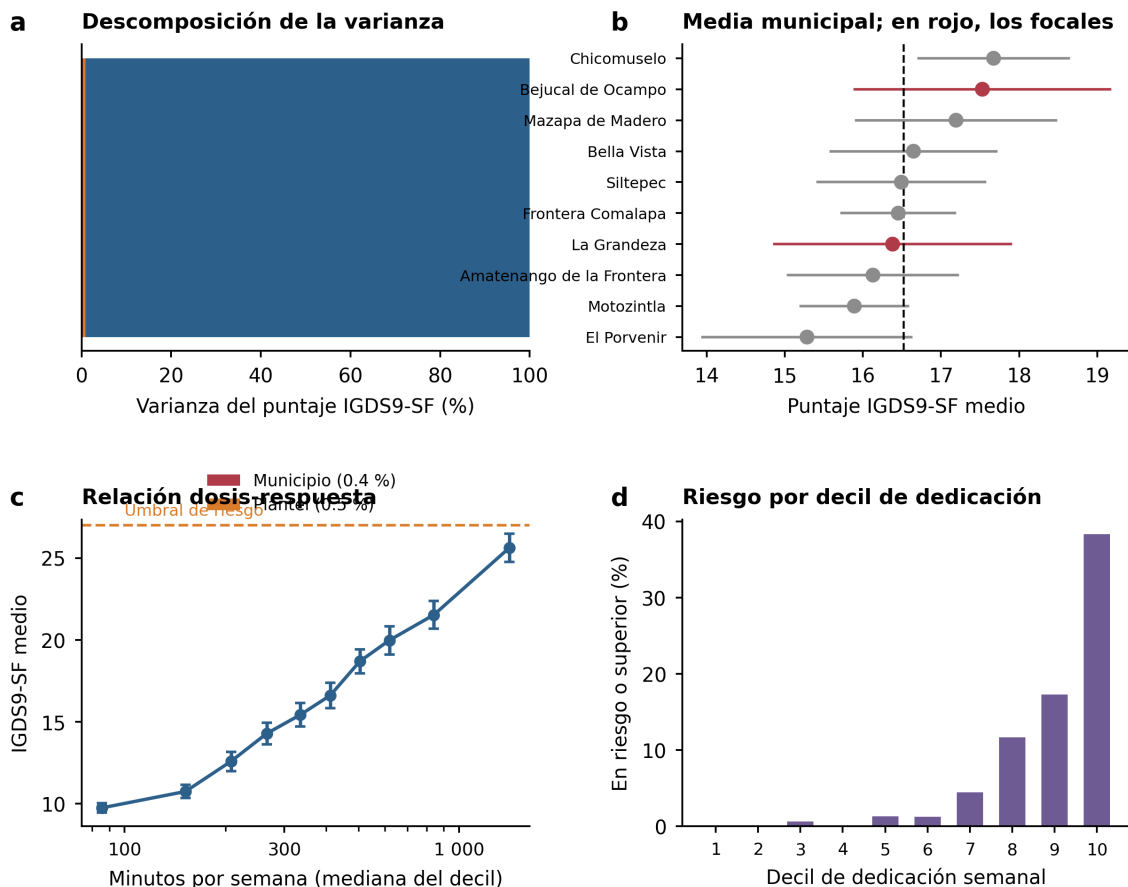
personas usuarias, el modelo continuo dispone de potencia holgada para detectar efectos pequeños, pues la razón entre casos y parámetros supera 120 a 1; el modelo del umbral es más exigente porque su información efectiva depende del número de eventos, y con 116 personas en riesgo o superior y doce predictores la razón de eventos por parámetro es de 9.7, apenas por debajo de la regla convencional de diez, de modo que las conclusiones se apoyan principalmente en el modelo continuo. La replicación del efecto moderador se especificó por escrito antes de estimarla, incluyendo el modelo exacto, la muestra sobre la que se realizaría y el criterio de evaluación del resultado. Esta precaución responde a un riesgo concreto: un resultado de replicación puede reinterpretarse con facilidad después de conocerlo, pues si confirma se reporta como confirmación y si no confirma resulta tentador atribuirlo a heterogeneidad de contextos, a diferencias de composición o a cualquier otra explicación que preserve el hallazgo original. El criterio establecido fue el siguiente: se consideraría replicado el efecto si el intervalo de confianza al 95 % del término de interacción excluía la unidad en la misma dirección que en la submuestra original.

Resultados

El modelo nulo de tres niveles arroja una descomposición inequívoca: de la varianza total del puntaje de juego problemático, 0.4 % se sitúa entre municipios, 0.5 % entre planteles dentro de municipios y 99.1 % entre individuos dentro de planteles. El panel a de la Figura 1 lo representa gráficamente, y la correlación intraclase de plantel estimada en el modelo completo con predictores es de .022.

Figura 1

Distribución del juego problemático entre niveles y su relación con la dedicación



Nota. (a)

Descomposición de la varianza del puntaje IGDS9-SF en los niveles municipal, de plantel e individual. (b) Puntaje medio por municipio con intervalos de confianza al 95 %; en rojo, los dos municipios focales; la línea discontinua marca la media regional. (c) Puntaje medio por decil de dedicación semanal. (d) Proporción de personas en riesgo o superior por decil de dedicación.

La descomposición de varianza sitúa el nivel en que se concentran las diferencias del puntaje dentro del modelo, sin negar la importancia social de los contextos compartidos. Los promedios municipales y sus intervalos muestran si el orden aparente ofrece una separación precisa. Los deciles de tiempo introducen una gradación que puede quedar oculta al comparar solo municipios, y el panel de clasificación muestra cómo ese gradiente se traduce bajo un corte determinado. La convergencia entre ambos últimos paneles ayuda a interpretar la asociación, pero no prueba que reducir una cantidad concreta de minutos produzca una disminución equivalente del riesgo. Conviene enunciar el resultado sin atenuantes: el juego problemático, en esta población, no es un fenómeno de contexto. No hay planteles con problema y planteles sin problema, ni municipios afectados y municipios a salvo, sino individuos distribuidos de manera esen-

cialmente aleatoria entre planteles y territorios. El contraste con el primer capítulo resulta instructivo, pues allí la prevalencia de uso variaba entre planteles de 13 % a 92 %. El panel b de la Figura 1 presenta las medias municipales con sus intervalos: el rango va de 15.28 puntos en El Porvenir a 17.67 en Chicomuselo, algo más de dos puntos sobre una escala de treinta y seis, y todos los intervalos se traslapan con la media regional de 16.52; los dos municipios focales se sitúan en posiciones opuestas dentro de ese estrecho margen, con Bejuical de Ocampo en 17.53 y La Grandeza en 16.38. La media regional es de 16.52 puntos con desviación estándar de 6.48. Aplicando los puntos de corte estrictos, 92.5 % de las personas usuarias se clasifica sin riesgo, 6.9 % en riesgo y 0.6 % en trastorno probable, lo que en términos absolutos corresponde a 107 y 9 personas sobre 1 551. La Tabla 2 presenta la distribución completa.

Tabla 2*Distribución del puntaje IGDS9-SF y clasificación*

Indicador	Valor
Media	16.52
Desviación estándar	6.48
Mediana	15
Percentil 25	12
Percentil 75	20
Percentil 90	25
Sin riesgo, menos de 27 puntos (%)	92.5

Tabla 2*Distribución del puntaje IGDS9-SF y clasificación*

Indicador	Valor
En riesgo, 27 a 35 puntos (%)	6.9
Trastorno probable, 36 o más (%)	0.6
Personas en riesgo o superior (n)	116

Nota. n = 1 551 personas usuarias. Rango teórico de la escala: 9 a 45 puntos (Pontes y Griffiths, 2015).

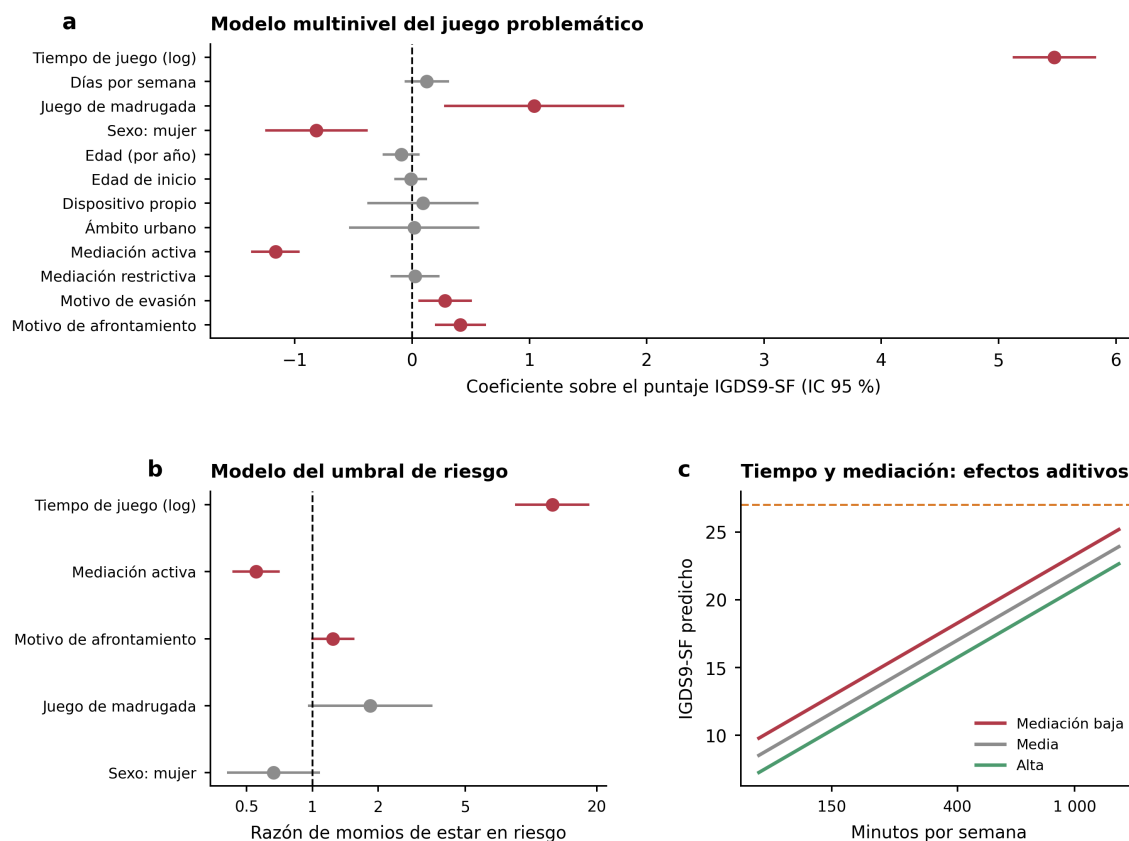
La mediana de 15 y el percentil 75 de 20 sitúan a la mayor parte de los registros por debajo del corte de 27. El promedio de 16.52, algo superior a la mediana, es compatible con una cola de valores altos. El grupo de 116 reúne las categorías de riesgo y trastorno probable, que deben distinguirse cuando se comunica su frecuencia. La clasificación se apoya en el umbral adoptado y no equivale a una evaluación clínica. La tabla permite describir simultáneamente el recorrido continuo del puntaje y la división operativa utilizada en el modelo logístico. El panel c de la Figura 1 presenta el puntaje medio por decil de dedicación semanal, con una relación monótona y pronunciada: 9.8 puntos

en el decil inferior, con una mediana de 86 minutos semanales, y 25.6 puntos en el decil superior, con una mediana de 1 415 minutos. El panel d traduce la misma relación a proporción de personas en riesgo: los cuatro deciles inferiores no registran prácticamente ningún caso, y a partir del séptimo la proporción se eleva de manera acelerada hasta 4.5 %, 11.7 %, 17.3 % y 38.3 % en el decil superior. La forma de esta curva es relevante para el debate sobre umbrales de tiempo saludable, pues no hay un punto de inflexión nítido a partir del cual el riesgo aparezca sino una elevación progresiva que se acelera en el tramo alto, de modo que cualquier umbral que se proponga sería una conven-

ción impuesta sobre una función continua. El panel a de la Figura 2 y la tabla complementaria presentan el modelo completo, en el que seis de doce predictores alcanzan significación. Las dos escalas de coeficientes no deben compararse como si fue-

ran la misma. El primer panel expresa cambios en puntos del desenlace continuo y el segundo relaciones entre momios de superar un umbral. Su concordancia en dirección es informativa, aunque los tamaños numéricos no sean equivalentes.

Figura 2
Predictores del juego problemático



Nota. (a) Coeficientes del modelo multinivel sobre el puntaje IGDS9-SF, con intervalos de confianza al 95 %; en rojo, los significativos. (b) Razones de momios del modelo logístico del cruce del umbral de riesgo, en escala logarítmica. (c) Puntaje predicho en función del tiempo de juego en tres niveles de mediación parental activa; la línea discontinua marca el umbral de riesgo.

Las curvas traducen el modelo a puntuaciones esperadas y permiten observar la separación asociada a distintos niveles de mediación. Si permanecen aproximadamente paralelas, la diferencia se interpreta como aditiva en esa especificación, no como

una moderación del efecto del tiempo. La línea del corte facilita la lectura, pero no transforma las predicciones promedio en diagnósticos individuales. La tabla 3 complementa el análisis precedente.

Tabla 3*Modelo multinivel del puntaje IGDS9-SF*

Predictor	b	EE	p
Tiempo de juego, logaritmo	5.48	0.18	< .001
Mediación parental activa (por punto)	-1.17	0.10	< .001
Juego de madrugada	1.04	0.39	.007
Sexo: mujer	-0.82	0.22	< .001
Motivo de afrontamiento (por punto)	0.41	0.11	< .001
Motivo de evasión (por punto)	0.28	0.11	.011
Días de juego por semana	0.13	0.09	.173
Edad (por año)	-0.09	0.08	.218
Dispositivo propio	0.09	0.24	.699
Mediación parental restrictiva (por punto)	0.03	0.10	.809
Ámbito urbano	0.02	0.28	.952
Edad de inicio en la plataforma (por año)	-0.01	0.07	.862
Intercepto	16.73	0.24	< .001

Nota. n = 1 551, anidados en 104 planteles. Intercepto aleatorio de plantel: varianza 0.396; varianza residual 17.548; correlación intraclase .022. Coeficiente de determinación aproximado: .589.

Los coeficientes están expresados en puntos de la escala de juego, por lo que su unidad importa. El valor de 5.48 corresponde a una unidad del logaritmo del tiempo, no a un minuto adicional. El coeficiente de -1.17 para mediación activa representa una diferencia ajustada por cada punto de ese indicador. El intercepto aleatorio recoge agrupación por plantel y la correlación intraclase de .022 describe la parte residual asociada a ese nivel en esta especificación. Estas magnitudes no deben confundirse con la descomposición del modelo nulo ni interpretarse como proporciones causales de responsabilidad individual o escolar. El logaritmo del tiempo de dedicación domina con un coeficiente de 5.48 puntos (EE = 0.18, $p < .001$); dado que el predictor está en escala logarítmica natural, el coeficiente se interpreta como el incremento asociado a multiplicar por 2.72 la dedicación semanal, de mo-

do que duplicar el tiempo de juego se asocia con un incremento de 3.8 puntos en la escala. La mediación parental activa presenta un coeficiente de -1.17 puntos por unidad de escala ($p < .001$), de manera que entre una familia situada en el mínimo de la escala y otra en el máximo la diferencia esperada asciende a 4.7 puntos. El motivo de afrontamiento emocional aporta 0.41 puntos por unidad ($p < .001$) y el motivo de evasión 0.28 ($p = .011$); ambos son los motivos que la literatura clínica identifica como característicos del juego problemático, y su aparición aquí contrasta con su irrelevancia para el tiempo de dedicación documentada en el segundo capítulo. El juego en horario de madrugada añade 1.04 puntos ($p = .007$) y el sexo femenino resta 0.82 ($p < .001$). Los resultados nulos son igualmente informativos: la tenencia de dispositivo propio, que dominaba los modelos de los dos primeros

capítulos, es aquí exactamente plana con 0.09 puntos ($p = .699$); el ámbito de residencia arroja 0.02 ($p = .952$); la edad de inicio en la plataforma, que la literatura señala como factor de riesgo, no contribuye con -0.01 ($p = .862$); los días de juego por semana tampoco, con 0.13 ($p = .173$); y la mediación restric-

tiva es plana con 0.03 ($p = .809$). El modelo alcanza un coeficiente de determinación aproximado de .589. El panel b de la Figura 2 y la Tabla 4 presentan el modelo logístico del cruce del umbral, cuyos resultados replican la estructura del modelo continuo con magnitudes considerablemente mayores.

Tabla 4

Modelo logístico del cruce del umbral de riesgo

Predictor	RM	IC 95 %	p
Tiempo de juego, logaritmo	12.52	[8.57, 18.28]	< .001
Mediación parental activa (por punto)	0.55	[0.44, 0.70]	< .001
Motivo de afrontamiento (por punto)	1.24	[1.00, 1.54]	.049
Juego de madrugada	1.83	[0.96, 3.49]	.064
Sexo: mujer	0.66	[0.41, 1.07]	.092
Motivo de evasión (por punto)	1.21	[0.93, 1.57]	.155
Días de juego por semana	1.11	[0.94, 1.31]	.225
Edad (por año)	1.01	[0.89, 1.15]	.897
Edad de inicio (por año)	1.01	[0.89, 1.14]	.874

Tabla 4

Modelo logístico del cruce del umbral de riesgo

Predictor	RM	IC 95 %	p
Mediación restrictiva (por punto)	1.01	[0.79, 1.28]	.958
Dispositivo propio	0.98	[0.58, 1.67]	.950
Ámbito urbano	0.91	[0.54, 1.53]	.725

Nota. $n = 1\,551$; RM = razón de momios; 116 casos en riesgo o superior; errores estándar robustos por plantel; pseudo R^2 de McFadden: .362.

Transformar el puntaje en una categoría cambia la pregunta y reduce la información disponible: ahora se explica el cruce del corte, no cada diferencia

a lo largo de la escala. La razón de momios de 12.52 para tiempo se refiere a su escala logarítmica y no implica multiplicar por esa cantidad la probabili-

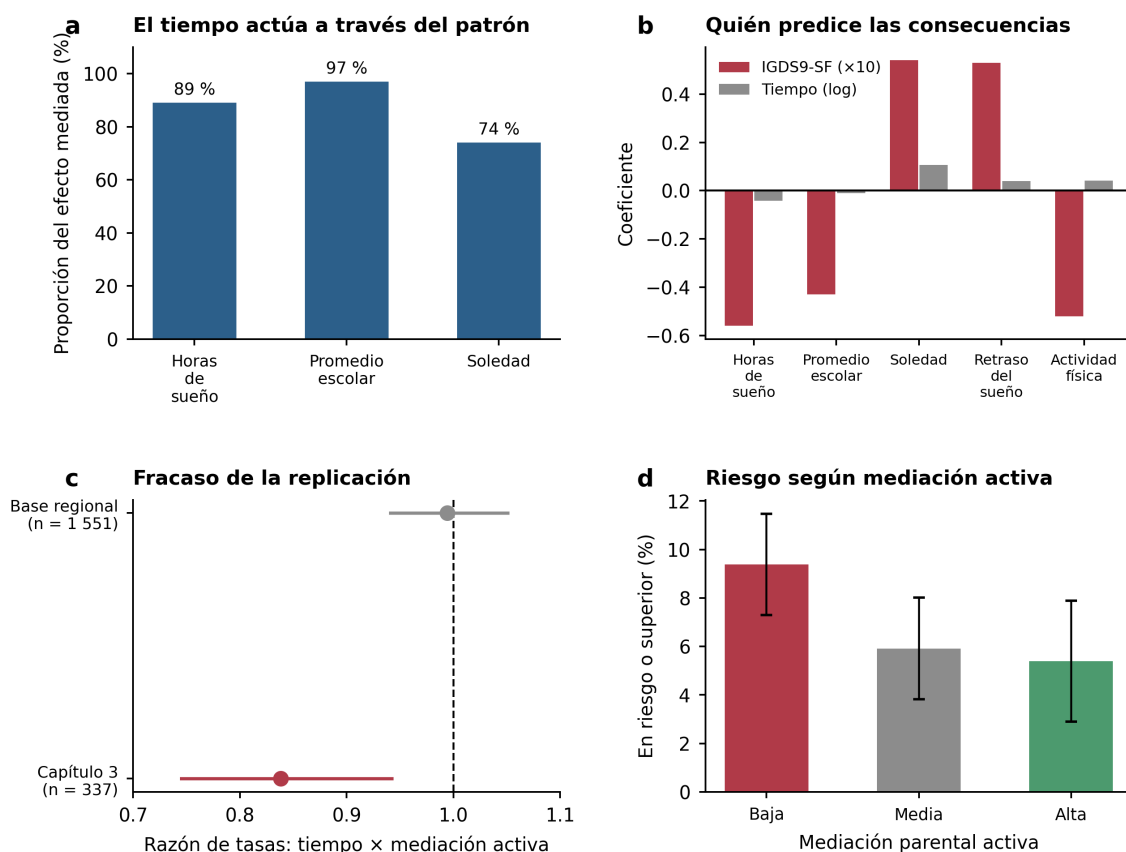
dad individual. Los intervalos amplios de algunos predictores muestran la incertidumbre asociada a los 116 casos clasificados. La coincidencia de tiempo y mediación activa con el modelo continuo apoya una lectura convergente, mientras que los demás resultados deben interpretarse atendiendo al cambio de desenlace y precisión. El tiempo de dedicación arroja una razón de momios de 12.52 (IC 95 % [8.57, 18.28]), magnitud que corresponde a la escala logarítmica: multiplicar por 2.72 la dedicación semanal multiplica por 12.5 las posibilidades de cruzar el umbral. La mediación parental activa arroja 0.55 (IC 95 % [0.44, 0.70]), de modo que cada punto adicional reduce casi a la mitad las posibilidades de estar en riesgo. El motivo de afrontamiento arroja 1.24 (IC 95 % [1.00, 1.54], $p = .049$), en el

límite de la significación, mientras que el juego de madrugada, con 1.83 (IC 95 % [0.96, 3.49], $p = .064$), y el sexo femenino, con 0.66 (IC 95 % [0.41, 1.07], $p = .092$), se aproximan sin alcanzarla. El modelo alcanza un pseudo R^2 de .362, el más alto de todo el libro. El panel c de la Figura 2 presenta el puntaje predicho en función del tiempo en tres niveles de mediación parental activa, y las tres curvas resultan paralelas: la mediación desplaza la recta hacia abajo pero no altera su pendiente, de modo que reduce el puntaje en una magnitud constante con independencia del tiempo de juego.

El panel d de la Figura 3 presenta la traducción a proporciones de riesgo por tercil de mediación: 9.4 % en el tercil inferior, 5.9 % en el medio y 5.4 % en el superior.

Figura 3

Mediación, replicación y protección familiar



Nota. (a)

Proporción de la asociación del tiempo de juego con cada consecuencia que pasa a través del puntaje IGDS9-SF. (b) Coeficientes del puntaje y del tiempo sobre cinco consecuencias, estimados conjuntamente; el coeficiente del puntaje se presenta multiplicado por diez para hacerlo comparable. (c) Razón de tasas del efecto moderador estimado en la submuestra del análisis anterior y en la base regional completa. (d) Proporción en riesgo o superior según tercil de mediación parental activa, con intervalos de confianza al 95 %.

La descomposición de asociaciones permite explorar si el puntaje de dificultades concentra parte del vínculo entre dedicación y bienestar. Con mediciones transversales, ese componente indirecto es una propiedad del modelo y no acredita una cadena temporal de causas. La comparación entre

submuestra y región evalúa además la transferencia del hallazgo moderador: un efecto local no tiene por qué conservarse en el conjunto. El desglose por terciles muestra una relación descriptiva con acompañamiento familiar, sin estimar el resultado de una intervención.

Integrar estas tres lecturas permite formular hipótesis más precisas sin equiparar ajuste estadístico, replicación y protección causal. El análisis de mediación produce el resultado de mayor interés práctico del artículo, y el panel a de la Figura 3 presenta la proporción del efecto del tiempo que pasa a través del puntaje. Para las horas de sueño, el efecto total del tiempo de juego es de -0.357 horas por unidad logarítmica, el efecto indirecto de -0.319 y el efecto directo restante de -0.039, estadísticamente indistinguible de cero, con una proporción mediada de 89 %. Para el promedio escolar, el efecto total es de -0.256 puntos y el indirecto de -0.247, con una proporción mediada de 97 %. Para la soledad, el efecto total es de 0.412 y el indirecto de 0.306, con una proporción mediada de 74 %. El panel b de la Figura 3 presenta la misma conclusión desde otro ángulo, mediante los coeficientes del puntaje y del tiempo sobre cada consecuencia estimados conjuntamente: el puntaje predice significativamente las cinco consecuencias examinadas, con p inferior a .001 en todos los casos, mientras que el tiempo no predice ninguna, con valores

de significación que oscilan entre .06 y .77. En esta población, por tanto, el tiempo de juego no se asocia con daño por sí mismo sino en la medida en que se acompaña de un patrón problemático, y dos adolescentes con la misma puntuación pero dedicaciones distintas duermen igual, rinden igual y se sienten igual de solos. El quinto análisis replica sobre las 1 551 personas usuarias el efecto moderador documentado en el artículo anterior, y el resultado es negativo. La razón de tasas de la interacción entre tiempo de juego y mediación parental activa es de 0.994 (IC 95 % [0.941, 1.051], $p = .844$), frente a 0.838 (IC 95 % [0.745, 0.942], $p = .003$) en la submuestra. El panel c de la Figura 3 presenta ambos estimadores: el intervalo del estimador regional excluye buena parte del intervalo del estimador de la submuestra y contiene la unidad de manera holgada, de modo que no se trata de un efecto atenuado sino de un efecto ausente. Conforme al criterio especificado de antemano, el efecto no se replica. La Tabla 5 caracteriza a las 116 personas que alcanzan o superan el umbral de riesgo frente a las 1 435 restantes.

Tabla 5*Perfil de las personas en riesgo o superior frente al resto*

Característica	En riesgo (n = 116)	Resto (n = 1 435)	Diferencia
Minutos semanales (mediana)	1 018	345	673
Días de juego por semana (media)	5.53	4.14	1.39
Dispositivo propio (%)	79.3	62.1	17.2
Mujeres (%)	37.1	48.0	-10.9
Juego de madrugada (%)	11.2	8.2	3.0
Edad media (años)	14.4	14.4	0.0
Mediación parental activa (media)	2.22	2.62	-0.40
Motivo de afrontamiento (media)	2.85	2.57	0.28
Motivo de evasión (media)	3.30	3.08	0.22
Horas de sueño (media)	7.36	8.26	-0.90
Días con retraso del sueño (media)	1.81	0.85	0.96
Promedio escolar (media)	8.01	8.66	-0.65
Soledad (media)	5.58	4.28	1.30
Días de actividad física (media)	2.99	3.73	-0.74

Nota. Diferencias descriptivas sin control multivariado. Umbral de riesgo: 27 puntos.

La diferencia de 673 minutos semanales caracteriza una separación grande entre medianas, acompañada por menor sueño y mayor soledad en el grupo que cruza el umbral. Sin embargo, ese grupo se definió mediante el propio puntaje, y las comparaciones no controlan simultáneamente otros factores. No permiten determinar si la dedicación antecede al malestar, si ocurre lo contrario o si ambas responden a condiciones compartidas. Su utilidad es mostrar qué dimensiones de funcionamiento cotidiano conviene examinar junto con la puntuación, evitando convertir un perfil agregado en una descripción obligatoria de cada persona clasificada. La diferencia más pronunciada es la de dedicación, con una mediana de 1 018 minutos semanales frente a 345, prácticamente el triple; la frecuencia asciende de 4.14 a 5.53 días por semana

y la proporción con dispositivo propio de 62.1 % a 79.3 %. Las diferencias en indicadores de bienestar son sustantivas y consistentes en dirección: las horas de sueño descienden de 8.26 a 7.36, los días semanales con retraso del sueño ascienden de 0.85 a 1.81, el promedio escolar cae de 8.66 a 8.01, la puntuación de soledad sube de 4.28 a 5.58 y los días de actividad física descienden de 3.73 a 2.99. La composición por sexo se invierte respecto de la población usuaria general, con 37.1 % de mujeres entre las personas en riesgo frente a 48.0 % en el resto. Dos diferencias son menores de lo esperable: la mediación parental activa desciende de 2.62 a 2.22 y el motivo de afrontamiento sube de 2.57 a 2.85, de modo que ambas variables resultan significativas en los modelos pero sus diferencias brutas son modestas y ninguna permitiría identificar por

sí sola a las personas en riesgo. La Tabla 6 presenta la proporción clasificada bajo seis umbrales distintos, y la variación es extrema: con un corte de 18 puntos quedaría clasificada 40.4 % de las personas usuarias; con 21 puntos, criterio empleado en

varios estudios en español, 27.1 %; con 24 puntos, 15.9 %; con el criterio estricto de 27 puntos adoptado en este libro, 7.5 %; con 30 puntos, 3.7 %; y con el criterio monotético de 36 puntos, 0.6 %.

Tabla 6

Proporción clasificada bajo umbrales alternativos

Umbral	Personas	% de las usuarias	% del total de adolescentes
18 puntos o más	627	40.4	22.3
21 puntos o más	421	27.1	15.0
24 puntos o más	247	15.9	8.8
27 puntos o más (criterio adoptado)	116	7.5	4.1
30 puntos o más	57	3.7	2.0
36 puntos o más	9	0.6	0.3

Nota. La última columna aplica la proporción a la prevalencia de uso de 55.1 % para expresar el resultado sobre la población adolescente total.

La variación entre cortes revela cuánto depende la frecuencia comunicada de una decisión de clasificación. Con 18 puntos se incluye a 40.4 % de los usuarios; con 36, a 0.6 %. No son estimaciones intercambiables de un mismo criterio. La última columna cambia además el denominador al conjunto de adolescentes, por lo que debe nombrarse expresamente al citarla.

El cuadro permite evaluar sensibilidad sin elegir retrospectivamente el umbral que produzca el porcentaje más llamativo. Una comparación con otros

trabajos requiere verificar primero que empleen el mismo instrumento, corte y población de referencia. Entre el corte más laxo y el más estricto media un factor de sesenta y siete. La Tabla 7 presenta la ganancia de ajuste por bloques: el bloque de perfil alcanza un coeficiente de determinación de .064, la incorporación del bloque de dedicación lo eleva a .536 y la del bloque familiar y disposicional a .589, de modo que la dedicación aporta 47 puntos porcentuales, el perfil 6 y las variables familiares y disposicionales 5.

Tabla 7*Ganancia de ajuste por bloques de predictores*

Modelo	Predictores incorporados	R ² aproximado	Ganancia
Bloque 1: perfil	Sexo, edad, dispositivo, ámbito	.064	—
Bloque 2: dedicación	+ tiempo, días, horario, edad de inicio	.536	.472
Bloque 3: familia y motivos	+ mediación activa y restrictiva, motivos	.589	.053

Nota. Modelos multinivel con intercepto aleatorio de plantel; n = 1 551.

El bloque de dedicación aporta el mayor incremento del R² aproximado: .472 frente a .053 del bloque familiar y de motivos. Esa diferencia describe capacidad de ajuste adicional en el orden elegido, no una repartición causal del fenómeno. Si los predictores comparten información, lo que se incorpora primero puede absorber parte de la variación que también acompaña a otros. La ganancia menor del último bloque tampoco vuelve irrelevante a la mediación activa: el tamaño de un incremento global y la asociación de un predictor responden a preguntas diferentes. Ambos deben considerarse al valorar utilidad explicativa y alcance práctico. Un análisis complementario estimó la correlación intraclase de plantel para los tres desenlaces de bienestar empleados en la mediación, con valores de .016 para las horas de sueño, .020 para la soledad y .015 para el promedio escolar, todos comparables al .019 del puntaje de juego problemático. Bejucal de Ocampo y La Grandeza presentan prevalencias de uso prácticamente idénticas y sin embargo difieren en el desenlace de este artículo. Bejucal registra el puntaje medio más alto de los dos, 17.53 frente a 16.38, y la mediana de dedicación semanal más elevada, 470 frente a 395 minutos; sin embargo, La Grandeza duplica la proporción de personas en riesgo, con 12.7 % frente a 6.1 %. Esta aparente contradicción ilustra la diferencia entre desplazamiento de la media y engrosamiento de la cola: Bejucal tiene a su población usuaria situada algo más arriba en promedio, mientras que La Grandeza tiene una cola derecha más poblada.

Conviene, no obstante, moderar la interpretación, pues con 66 y 71 personas usuarias esas proporciones corresponden a 4 y 9 casos respectivamente, y una diferencia de cinco personas no sostiene ninguna conclusión sobre los territorios.

Discusión

El resultado de que 99.1 % de la varianza del juego problemático se sitúe en el nivel individual reorienta el problema desde el terreno de la política territorial hacia el de la detección clínica. Si el fenómeno se agrupase por plantel tendría sentido intervenir sobre planteles, identificando los de mayor prevalencia y desplegando allí programas de convivencia digital; los datos indican que esa estrategia sería ineficiente porque no hay planteles con problema, y en una escuela de treinta alumnos usuarios cabe esperar en promedio dos en riesgo con independencia de qué escuela sea. La implicación es que el dispositivo apropiado no es un programa colectivo sino un mecanismo de identificación individual, más exigente en capacidad institucional que un taller porque requiere personal formado y una ruta de derivación funcional. Este resultado no es generalizable a otros desenlaces, pues el primer capítulo mostró que la incorporación a la plataforma sí se agrupa fuertemente por plantel: las intervenciones sobre acceso y sobre alfabetización digital tienen un destinatario colectivo legítimo, y las dirigidas al juego problemático no. La combinación del modelo predictivo y del

análisis de mediación produce una conclusión con dos caras que conviene no confundir. Por un lado, el tiempo de dedicación es con diferencia el predictor más potente del juego problemático, y su coeficiente de 5.48 puntos y su razón de momios de 12.52 no admiten comparación con ningún otro predictor del libro. Por otro, el tiempo no predice ninguna de las consecuencias examinadas una vez considerado el puntaje, pues entre 74 % y 97 % de su asociación pasa a través del patrón problemático. La síntesis es que el tiempo es la vía principal hacia el problema pero no es el problema: jugar muchas horas eleva sustancialmente la probabilidad de desarrollar un patrón problemático, pero quien juega muchas horas sin desarrollarlo no presenta afectación en ninguna de las dimensiones medidas. Esta distinción, coherente con el énfasis de Billieux et al. (2017) en el deterioro funcional, tiene consecuencias directas para el consejo familiar: la pregunta pertinente no es cuántas horas juega un adolescente sino si presenta los rasgos que la escala mide, de modo que quien juega tres horas diarias sin ninguno de ellos requiere menos atención que quien juega una hora con varios. La mediación parental activa aparece como el segundo predictor más robusto, y a diferencia de lo que sugería el artículo anterior su efecto es aditivo y no moderador: desplaza el nivel del puntaje con independencia del tiempo de juego, y las tres curvas del panel c de la Figura 2 son paralelas. Esta forma de operar resulta coherente con un mecanismo de tipo protector general antes que de amortiguación específica, pues una familia que conversa, acompaña y orienta produce un adolescente que juega con menos preocupación persistente y menos pérdida de control, sea cual sea su dedicación. La mediación restrictiva, en cambio, es exactamente plana en los dos modelos de este artículo, como lo fue en los dos anteriores: a lo largo de todo el libro la imposición de límites no ha mostrado asociación con ningún desenlace en ninguna dirección, resultado consistente con lo que reportan Nielsen et al. (2019) y Nielsen et al. (2020), y probablemente el más incómodo del libro dado que la restricción es la estrategia que las familias adoptan con mayor frecuencia. El segundo capítulo documentó que los motivos declarados no predicen el tiempo de dedicación, y este muestra que sí predicen el patrón problemático. La disociación es teóricamente informativa: los motivos no determinan cuánto se juega –eso lo determinan las condiciones materiales– pero sí qué relación se establece con el juego, de modo que quien juega para regular estados de ánimo negativos desarrolla un patrón distinto del de quien juega por socializar o competir aunque ambos dediquen el mismo tiempo. Este resultado rehabilita parcialmente la literatura sobre motivaciones frente al nulo del segundo capítulo y

precisa su alcance: los motivos son predictores de patrón, no de cantidad. Conviene señalar que este hallazgo es también el más compatible con el modelo de uso compensatorio que propone Kardefelt-Winther (2014), según el cual el uso intensivo respondería a dificultades vitales previas antes que constituir una patología autónoma.

El resultado negativo de la replicación merece un comentario que excede al hallazgo concreto. Tres lecturas son posibles. La primera es que el efecto de la submuestra fuese un falso positivo, pues con 337 casos y cuatro interacciones examinadas la probabilidad de obtener al menos un resultado significativo por azar no es despreciable. La segunda es que el efecto sea real pero específico de los tres municipios de la sierra alta; esta lectura es posible pero débil, porque el análisis del presente capítulo no encuentra heterogeneidad municipal apreciable en ninguno de los desenlaces examinados. La tercera es que el efecto sea real y de magnitud pequeña y que la estimación regional lo diluya al promediar contextos heterogéneos, lectura menos parsimoniosa y sin apoyo en los datos. El artículo se inclina por la primera y así lo consigna. La lección práctica para quien trabaje con submuestras es directa: un efecto de interacción estimado sobre trescientos casos, aunque supere el umbral convencional y resista análisis de sensibilidad, es una hipótesis y no un hallazgo. Corresponde, en consecuencia, reformular la conclusión del tercer capítulo: la mediación parental activa se asocia con menor exposición a riesgos de interacción, y hay evidencia local pero no regional de que esa asociación dependa del tiempo de juego. Las cifras de prevalencia que este artículo reporta dependen enteramente de los puntos de corte adoptados, y la Tabla 6 permite calcular alternativas que difieren en un factor de sesenta y siete entre los extremos. Esta sensibilidad es la razón por la que el análisis principal se realiza sobre el puntaje continuo, cuyos coeficientes son interpretables con independencia de la convención diagnóstica, y confirma la objeción central de Aarseth et al. (2017) sobre la ausencia de consenso en la evaluación del constructo. Para quien deba tomar decisiones prácticas, la recomendación que se desprende es emplear el puntaje como criterio de priorización antes que como criterio de clasificación: atender primero a quienes puntúan más alto, sin pretender que existe una línea que separa a los enfermos de los sanos. De la combinación de tres resultados se desprende una recomendación operativa con inusual precisión. El fenómeno es individual, de modo que el dispositivo debe ser de identificación de personas y no de intervención sobre grupos; el tiempo de dedicación predice el puntaje con una potencia excepcional; y las personas en riesgo presentan una mediana de dedicación de 1 018 minutos semanales fren-

te a 345 del resto. De ahí se sigue que una pregunta única sobre dedicación semanal constituiría un tamiz de primer nivel razonablemente eficiente, que aplicado al conjunto del alumnado permitiría identificar el decil superior de dedicación –donde se concentra 38.3 % de las personas en riesgo– al que aplicar después el instrumento completo. Un procedimiento de dos etapas tiene ventajas prácticas considerables sobre la aplicación universal del instrumento de nueve reactivos, al costo de perder los casos con puntuación alta y dedicación moderada. Conviene subrayar que ningún tamizaje tiene sentido sin una ruta de atención que reciba a las personas identificadas, y que en los municipios estudiados esa ruta es precaria: identificar sin poder atender produce el peor de los resultados posibles. El coeficiente de determinación de .589 del modelo multinivel contrasta con el .045 del modelo de incorporación del primer capítulo, y conviene resistir la tentación de leer ese contraste como una diferencia de calidad explicativa. Refleja en buena medida un artefacto del diseño, pues el predictor dominante y el desenlace comparten contenido conceptual: varios de los nueve reactivos de la escala aluden a la cantidad de juego, a la dificultad de reducirla y a la necesidad de incrementarla, de modo que predecir el puntaje a partir del tiempo declarado es en parte predecir una variable a partir de una de sus componentes. Un coeficiente de .589 no significa que se comprenda el 59 % del juego problemático, y los coeficientes que no comparten contenido con el desenlace –la mediación activa, los motivos, el horario nocturno– aportan en conjunto 5 puntos porcentuales de ajuste, magnitud modesta que probablemente describe mejor el estado real del conocimiento. Cinco limitaciones acotan las conclusiones. La primera es la restricción del análisis a las personas usuarias, con la selección documentada en el primer capítulo: las prevalencias se refieren a la población usuaria y no a la adolescente, sobre la cual la prevalencia de riesgo sería de aproximadamente 4.1 %. La segunda es el diseño transversal, particularmente restrictivo para el análisis de mediación, cuya descomposición es de asociación y no de causalidad (VanderWeele, 2016). La tercera es el tamaño de las submuestras focales, que no admiten estimación propia del desenlace de este artículo. La cuarta es la dependencia del autorreporte tanto para el desenlace como para su predictor principal, con las discrepancias que documentan Parry et al. (2021); dado que ambos comparten método y contenido, parte de su asociación puede ser atribuible a varianza de método común. La quinta es la propia validez del constructo, discutida en la introducción: un instrumento de nueve reactivos autoadministrado no diagnostica sino que identifica un patrón de respuesta compatible con un conjunto de criterios cuya adecuación

al juego digital sigue en discusión.

Conclusiones

El juego problemático en esta población es un fenómeno individual: 99.1 % de la variación del puntaje se sitúa entre individuos y menos de 1 % entre planteles y municipios. No existen territorios ni escuelas afectados; existen personas. El tiempo de dedicación es el predictor dominante, con un coeficiente de 5.48 puntos y una razón de momios de 12.52 sobre el umbral de riesgo. La mediación parental activa es el segundo, con -1.17 puntos y una razón de momios de 0.55, y opera de manera aditiva y no moderadora. Los motivos de afrontamiento emocional y de evasión contribuyen de forma modesta pero consistente. Ni la tenencia de dispositivo, ni el ámbito de residencia, ni la edad de inicio, ni la mediación restrictiva muestran asociación alguna. El tiempo de juego no se asocia directamente con el sueño, el rendimiento escolar ni la soledad: entre 74 % y 97 % de su asociación pasa a través del patrón problemático. El tiempo es la vía hacia el problema, no el problema. El efecto moderador documentado en el artículo anterior no se replica sobre la base regional completa, y la conclusión correspondiente debe reformularse a la baja. El episodio ilustra por qué la replicación interna es parte del análisis y no un trabajo futuro. Con esto se cierra el recorrido del libro. El primer capítulo mostró que el acceso material determina quién entra a la plataforma; el segundo, que determina también cuánto tiempo se permanece en ella por dos mecanismos distintos; el tercero, que la exposición a riesgos de interacción responde a la práctica conversacional y no a la dedicación; y el cuarto, que el patrón problemático es individual y que el tiempo actúa a través de él. Cuatro desenlaces, cuatro estructuras explicativas distintas, y una constante: la condición material del acceso, que gobierna la entrada pero se vuelve irrelevante una vez dentro.

Referencias

- Aarseth, E., Bean, A. M., Boonen, H., Colder Carras, M., Coulson, M., Das, D., Deleuze, J., Dunkels, E., Edman, J., Ferguson, C. J., Haagsma, M. C., Helmersson Bergmark, K., Hussain, Z., Jansz, J., Kardefelt-Winther, D., Kutner, L., Markey, P., Nielsen, R. K. L., Prause, N., ... Van Rooij, A. J. (2017). Scholars' open debate paper on the World Health Organization ICD-11 Gaming Disorder proposal. *Journal of Behavioral Addictions*, 6(3), 267-270. <https://doi.org/10.1556/2006.5.2016.088>
- Bilieux, J., King, D. L., Higuchi, S., Achab, S., Bowden-Jones, H., Hao, W., Long, J., Lee, H. K., Potenza, M. N., Saunders, J. B., y Poznyak, V. (2017). Functional impairment matters in

- the screening and diagnosis of gaming disorder. *Journal of Behavioral Addictions*, 6(3), 285-289. <https://doi.org/10.1556/2006.6.2017.036>
- Demetrovics, Z., Urbán, R., Nagygyörgy, K., Farkas, J., Zilahy, D., Mervó, B., Reindl, A., Ágoston, C., Kertész, A., y Harmath, E. (2011). Why do you play? The development of the Motives for Online Gaming Questionnaire (MOGQ). *Behavior Research Methods*, 43(3), 814-825. <https://doi.org/10.3758/s13428-011-0091-y>
- Hox, J. J., Moerbeek, M., y van de Schoot, R. (2018). *Multilevel analysis: Techniques and applications* (3.^a ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315650982>
- Hughes, M. E., Waite, L. J., Hawkey, L. C., y Cacioppo, J. T. (2004). A short scale for measuring loneliness in large surveys: Results from two population-based studies. *Research on Aging*, 26(6), 655-672. <https://doi.org/10.1177/0164027504268574>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2021). *Censo de Población y Vivienda 2020. Principales resultados por municipio, Chiapas*. INEGI.
- Kardefelt-Winther, D. (2014). A conceptual and methodological critique of internet addiction research: Towards a model of compensatory internet use. *Computers in Human Behavior*, 31, 351-354. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2013.10.059>
- Nielsen, P., Favez, N., Liddle, H., y Rigter, H. (2019). Linking parental mediation practices to adolescents' problematic online screen use: A systematic literature review. *Journal of Behavioral Addictions*, 8(4), 649-663. <https://doi.org/10.1556/2006.8.2019.61>
- Nielsen, P., Favez, N., y Rigter, H. (2020). Parental and family factors associated with problematic gaming and problematic internet use in adolescents: A systematic literature review. *Current Addiction Reports*, 7(3), 365-386. <https://doi.org/10.1007/s40429-020-00320-0>
- Parry, D. A., Davidson, B. I., Sewall, C. J. R., Fisher, J. T., Mieczkowski, H., y Quintana, D. S. (2021). A systematic review and meta-analysis of discrepancies between logged and self-reported digital media use. *Nature Human Behaviour*, 5(11), 1535-1547. <https://doi.org/10.1038/s41562-021-01117-5>
- Pon-tes, H. M., y Griffiths, M. D. (2015). Measuring DSM-5 internet gaming disorder: Development and validation of a short psychometric scale. *Computers in Human Behavior*, 45, 137-143. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.12.006>
- Przybylski, A. K., Weinstein, N., y Murayama, K. (2017). Internet gaming disorder: Investigating the clinical relevance of a new phenomenon. *American Journal of Psychiatry*, 174(3), 230-236. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2016.16020224>
- Snijders, T. A. B., y Bosker, R. J. (2012). *Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling* (2.^a ed.). SAGE.
- Stevens, M. W. R., Dorstyn, D., Delfabbro, P. H., y King, D. L. (2021). Global prevalence of gaming disorder: A systematic review and meta-analysis. *Australian & New Zealand Journal of Psychiatry*, 55(6), 553-568. <https://doi.org/10.1177/0004867420962851>
- Stevens, M. W. R., Dorstyn, D., Delfabbro, P. H., y King, D. L. (2023). Corrigendum to: Global prevalence of gaming disorder: A systematic review and meta-analysis. *Australian & New Zealand Journal of Psychiatry*, 57(6), 928. <https://doi.org/10.1177/00048674221137011>
- VanderWeele, T. J. (2016). *Mediation analysis: A practitioner's guide*. *Annual Review of Public Health*, 37, 17-32. <https://doi.org/10.1146/annurev-publhealth-032315-021402>