

ARTÍCULO ORIGINAL

Intensidad y frecuencia: modelos de conteo para el tiempo de juego en adolescentes de Chicomuselo, Siltepec y Amatenango de la Frontera

Rosario de Jesús Aguilar Domínguez y Aimir Hidalgo de León¹

¹ Instituto Tecnológico de Frontera Comalapa, Chiapas, México

Recibido: 12 de febrero de 2026 / Aceptado: 3 de junio de 2026

Publicado en línea: 25 de junio de 2026

© Los autores 2026

Resumen

El tiempo de juego es la variable más reportada en la investigación sobre videojuegos y adolescencia, y también la peor modelada: la práctica habitual de tratarla como continua y aproximadamente normal contradice su distribución empírica y produce inferencias mal calibradas (Cameron y Trivedi, 2013). Este artículo modela el tiempo de dedicación con las herramientas apropiadas a su naturaleza de conteo sobredisperso, en tres municipios rurales de tamaño intermedio: Chicomuselo, Siltepec y Amatenango de la Frontera. Se analizan 936 casos distribuidos en 36 planteles, de los cuales 459 corresponden a personas usuarias de la plataforma. La razón entre varianza y media alcanza 46.1, lo que descarta la especificación de Poisson y justifica un modelo binomial negativo (Hilbe, 2011), cuyo criterio de información mejora en más de dieciséis mil unidades respecto de aquella. El tiempo se distribuye con marcada desigualdad: el coeficiente de Gini alcanza 0.43 y el decil superior de personas usuarias concentra 30.6 % de los minutos totales. En el modelo de intensidad solo dos predictores resultan robustos: la tenencia de dispositivo propio, con razón de tasas de 1.61 (IC 95 % [1.41, 1.83]), y el sexo femenino, con 0.88 (IC 95 % [0.78, 0.99]). En el modelo de frecuencia semanal, en cambio, la tenencia no interviene y el único predictor es el ámbito urbano, con 1.16 (IC 95 % [1.09, 1.25]). Intensidad y frecuencia responden, por tanto, a mecanismos distintos. Los motivos declarados de juego no muestran asociación apreciable con el tiempo: ninguna correlación supera .06 en valor absoluto.

Palabras clave tiempo de juego; modelos de conteo; binomial negativa; sobredispersión; desigualdad; adolescencia.

Abstract

Gaming time is the most frequently reported variable in research on video games and adolescence, and also one of the most poorly modeled: the common practice of treating it as continuous and approximately normal contradicts its empirical distribution and produces poorly calibrated inference. This article models gaming time with tools appropriate to an overdispersed count outcome in three medium-sized rural municipalities: Chicomuselo, Siltepec, and Amatenango de la Frontera. We analyze 936 adolescents from 36 schools, of whom 459 were platform users. The variance-to-mean ratio reached 46.1, rejecting the Poisson specification and supporting a negative binomial model, whose information criterion improved by more than sixteen thousand units. Gaming time was markedly unequal: the Gini coefficient was 0.43 and the top decile accounted for 30.6 % of total minutes. In the intensity model, only personal-device ownership (IRR = 1.61, 95 % CI [1.41, 1.83]) and female sex (IRR = 0.88, 95 % CI [0.78, 0.99]) were robust predictors. In the weekly-frequency model, device ownership was unrelated to frequency and the only predictor was urban residence (IRR = 1.16, 95 % CI [1.09, 1.25]). Intensity and frequency therefore reflect different mechanisms. Declared gaming motives showed no appreciable association with time; no correlation exceeded .06 in absolute value.

Keywords gaming time; count models; negative binomial; overdispersion; inequality; adolescence

Introducción

En la investigación sobre adolescencia y videojuegos, el tiempo de dedicación funciona como la mo-

neda común. Se reporta en prácticamente todos los estudios, se emplea como criterio de clasificación de personas usuarias intensivas, se correlaciona con desenlaces de sueño, rendimiento y bienes-

tar, y aparece con frecuencia como variable dependiente en modelos de regresión. Ese protagonismo contrasta con la escasa atención que suele recibir su tratamiento estadístico. La práctica dominante consiste en tratar el tiempo como una variable continua aproximadamente normal y en modelarla mediante mínimos cuadrados ordinarios o comparaciones de medias, decisión que rara vez se justifica y casi nunca se somete a verificación. Basta examinar la distribución empírica de la variable en cualquier muestra adolescente para advertir que no cumple ninguno de los supuestos que la justificarían: está acotada inferiormente en cero, es discreta en la práctica porque se reporta en minutos redondeados, presenta asimetría positiva pronunciada con una cola derecha larga, y su varianza crece con la media en lugar de mantenerse constante. Las consecuencias de ignorar todo esto no son meramente estéticas. Un modelo lineal sobre una variable con estas características produce predicciones negativas para los valores bajos de los predictores, subestima sistemáticamente los errores estándar en la cola derecha, y atribuye a la media una representatividad que no tiene. Cuando la media excede a la mediana en más de veinte por ciento, como ocurre en la muestra analizada, describir la dedicación típica mediante la media equivale a describir mal a la mayoría. Este artículo adopta una posición distinta: trata el tiempo como lo que es, un conteo de minutos, y lo modela con la familia de distribuciones apropiada. La literatura econométrica sobre datos de conteo ofrece el marco adecuado para esa decisión, y conviene exponerlo con cierto detalle porque su aplicación en investigación educativa sigue siendo minoritaria. Cameron y Trivedi (2013) sistematizaron el tratamiento de variables de conteo estableciendo la distribución de Poisson como punto de partida natural y señalando la restricción fuerte que impone: la varianza debe igualar a la media, propiedad conocida como equidispersión. Esa restricción se incumple de manera sistemática en datos de comportamiento humano, donde la heterogeneidad no observada entre individuos genera dispersión adicional. La distribución binomial negativa, cuyo tratamiento en profundidad desarrolla Hilbe (2011), relaja esa restricción introduciendo un parámetro de dispersión que permite que la varianza crezca cuadráticamente con la media:

formalmente, la varianza se expresa como la media más el producto del parámetro de dispersión por el cuadrado de la media, de modo que cuando ese parámetro tiende a cero el modelo converge a Poisson, y cuanto mayor es, mayor es el exceso de dispersión que se acomoda. La elección entre ambas especificaciones no es una cuestión de preferencia. Si existe sobredispersión y se ajusta un modelo de Poisson, los errores estándar resultan

drásticamente subestimados y prácticamente cualquier predictor aparece como significativo, mecanismo conocido de producción de falsos positivos y una de las razones por las que conviene reportar explícitamente el diagnóstico de dispersión antes que los coeficientes. Conviene detenerse en las propiedades formales de la distribución binomial negativa, porque la elección del parámetro de dispersión no es un detalle de implementación sino una decisión con consecuencias sustantivas. La formulación estándar que desarrolla Hilbe (2011) presenta el modelo como una mezcla de distribuciones de Poisson cuyas medias siguen a su vez una distribución gamma, interpretación que resulta especialmente adecuada para datos de comportamiento: cada individuo tendría su propia tasa de dedicación, y la heterogeneidad no observada entre individuos –temperamento, circunstancias del hogar, disponibilidad de tiempo libre, factores que ningún cuestionario captura por completo– se modela como la varianza de esa distribución de tasas. Bajo esa lectura, el parámetro de dispersión no es un artefacto de corrección sino una estimación de cuánta heterogeneidad individual queda fuera del modelo. Un parámetro elevado indica que los predictores incluidos explican poco de la variación entre personas, información sustantiva que la especificación de Poisson simplemente descarta al imponer equidispersión por decreto. Cameron y Trivedi (2013) advierten además sobre una consecuencia menos evidente de la elección. Cuando se ajusta Poisson a datos sobredispersos, el sesgo no recae principalmente sobre los coeficientes, que en muestras grandes recuperan aproximadamente la dirección correcta de las asociaciones monótonas, sino sobre los errores estándar, que se subestiman en proporción a la raíz del factor de sobredispersión. Con una razón de Pearson sobre grados de libertad cercana a 46, como la que este artículo documenta, ese factor implica errores estándar aproximadamente seis veces menores de los correctos. La consecuencia práctica es que la frontera entre hallazgos significativos y no significativos deja de ser informativa: casi cualquier predictor cruza el umbral convencional. Este mecanismo explica una parte considerable de la inconsistencia entre estudios sobre tiempo de pantalla, donde resultados que no se replican fueron con frecuencia producto de una especificación que garantizaba encontrarlos. Una tercera consideración concierne a la relación entre el modelo estadístico y el objeto sustantivo. La razón por la que el tiempo de juego adolescente se distribuye de manera tan asimétrica no es puramente estadística: responde a la arquitectura de las plataformas persistentes. Un juego de sesiones independientes produce distribuciones más simétricas porque la sesión tiene una duración natural que la mecánica impone. Una plataforma con

progresión acumulativa, economía interna y sociabilidad sincrónica no tiene ese cierre: la sesión termina cuando algo externo la interrumpe, sea el sueño, la escuela, el saldo o una instrucción familiar. En ausencia de interrupciones externas la dedicación puede extenderse indefinidamente, y eso genera precisamente la cola derecha larga que caracteriza a estas distribuciones. La sobredispersión, en otras palabras, no es un problema de los datos sino una propiedad del fenómeno, y un modelo que la trate como ruido a corregir habrá descartado la información más característica del objeto. Una segunda decisión de modelado, considerablemente menos discutida que la anterior, concierne a qué se entiende exactamente por tiempo de juego. La dedicación semanal total es el producto aproximado de dos cantidades: cuántos días a la semana se juega y cuántos minutos se juega cada día. Ambas cantidades pueden responder a determinantes distintos. La frecuencia semanal depende de la disponibilidad de oportunidades, esto es, de cuántos días hay ocasión de acceder; la intensidad por día depende de la duración de cada oportunidad, es decir, de cuánto puede prolongarse la sesión una vez iniciada. Un adolescente que dispone de teléfono propio pero vive en una localidad con conectividad intermitente puede jugar pocos días pero sesiones largas; otro que depende de un establecimiento comercial cercano puede acudir a diario durante media hora. Ambos pueden acumular dedicaciones semanales semejantes por vías completamente distintas, y una intervención dirigida a uno sería irrelevante para el otro. Modelar la dedicación semanal agregada confunde ambos mecanismos, de modo que este artículo los separa: estima un modelo para la intensidad diaria y otro para la frecuencia semanal, y examina si sus predictores coinciden. Esta separación conecta directamente con el hallazgo del artículo anterior, donde el ámbito de residencia se disolvía al controlar por tenencia de dispositivo cuando el desenlace era el uso dicotómico; si ambos mecanismos se confunden en ese desenlace, cabe esperar que al separarlos reaparezcan de manera diferenciada.

La literatura internacional identifica tres familias de predictores del tiempo de juego adolescente, y las tres generan expectativas que el artículo somete a prueba. La primera es disposicional e incluye los motivos de juego. Demetrovics et al. (2011) desarrollaron el instrumento de referencia para medirlos, identificando siete dimensiones motivacionales mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio sobre muestras de jugadores en línea, entre ellas la evasión, la socialización, la competencia, la fantasía, el desarrollo de habilidades y el afrontamiento emocional. La investigación posterior ha documentado que la evasión y el afrontamiento se asocian con mayor dedicación y con

mayor riesgo de juego problemático, mientras que la socialización presenta asociaciones más débiles o nulas. Esta línea predice que las puntuaciones de motivo deberían contribuir al modelo de tiempo. La segunda familia es familiar e incluye la mediación parental. La mediación restrictiva, definida como imposición de límites de tiempo y horario, debería por construcción reducir la dedicación; sin embargo, la evidencia empírica resulta más ambigua de lo que la lógica sugiere, pues la revisión sistemática de Nielsen et al. (2019) sobre prácticas de mediación y uso problemático de pantallas reporta asociaciones nulas o incluso positivas, atribuibles a que la restricción se impone en respuesta a un uso ya elevado. La tercera familia es contextual e incluye las condiciones de acceso; es la menos representada en la literatura internacional, por las razones expuestas en el artículo anterior, y la que en este contexto cabe esperar más relevante. A estas tres familias se añade un conjunto de consideraciones sobre la calidad de la medida que condicionan toda la evidencia disponible sobre tiempo de pantalla y que resultan especialmente pertinentes en un capítulo cuyo desenlace es precisamente esa variable. La estimación del propio tiempo de uso es una tarea cognitivamente exigente, y el metaanálisis preregistrado de Parry et al. (2021), construido sobre 106 tamaños de efecto, encontró que la correlación entre autorreporte y registro automático de dispositivo es solo moderada, de .38 con intervalo de confianza al 95 % entre .33 y .42. Los autores documentan además que los autorreportes rara vez constituyen un reflejo exacto del registro y que las medidas de uso problemático muestran una asociación aún más débil con los registros de uso, lo que plantea dudas sobre la validez de hallazgos que dependen únicamente de medidas autorreportadas. El estudio de validación de Scharkow (2016), que comparó autorreporte con datos de cliente en una muestra alemana, había documentado ya el patrón de sesgo diferencial: el autorreporte tiende a sobreestimar en las personas usuarias de dedicación baja y a subestimar en las de dedicación alta, lo que comprime artificialmente la distribución. Ese patrón tiene una implicación directa para este artículo. Si la compresión existe, la desigualdad real de la distribución del tiempo sería mayor que la estimada y cualquier coeficiente de concentración constituiría una cota inferior; también implica que las asociaciones estimadas con predictores están probablemente atenuadas, de modo que los resultados nulos deben leerse con cautela adicional. El instrumento adopta tres decisiones destinadas a reducir el error de medida, cada una de ellas justificada por esa literatura. Primera, pregunta por separado por el día con clases y por el día sin clases, en lugar de solicitar una estimación semanal global que exigiría al

respondente realizar la agregación mentalmente, operación que multiplica el error. Segunda, solicita la respuesta en minutos y no en categorías predefinidas, para preservar la información continua; la práctica de ofrecer intervalos cerrados, frecuente en encuestas escolares, destruye precisamente la información de la cola derecha que resulta de mayor interés sustantivo. Tercera, sitúa las preguntas de tiempo después de las de práctica y contenido, de modo que el respondente haya recuperado ya el contexto de su propia actividad antes de estimar su duración. La evidencia sobre tiempo de juego en adolescentes latinoamericanos es escasa y heterogénea en calidad, lo que constituye en sí mismo parte de la justificación de este artículo. Los estudios disponibles suelen basarse en muestras por conveniencia de centros escolares urbanos, con tamaños que rara vez superan los quinientos casos y sin corrección por conglomerado, de modo que sus intervalos de confianza están sistemáticamente subestimados (Kish, 1965). Los rangos reportados de dedicación diaria oscilan ampliamente, entre una y cuatro horas, y esa dispersión entre estudios probablemente refleja diferencias de instrumento y de composición muestral tanto como diferencias reales de comportamiento. Dos rasgos de esa literatura resultan relevantes aquí. El primero es que casi ninguna de las estimaciones publicadas reporta medidas de dispersión más allá de la desviación estándar, lo que impide evaluar la asimetría de las distribuciones subyacentes y, en consecuencia, juzgar si la media constituye un resumen adecuado. El segundo es que la práctica de dicotomizar el tiempo en categorías de uso alto y bajo mediante puntos de corte arbitrarios es frecuente, y esa práctica destruye información y produce estimaciones cuyo valor depende del corte elegido, con el mismo problema de comparabilidad que Stevens et al. (2021) documentan para las prevalencias de juego problemático. La medida de la desigualdad en la distribución del tiempo merece una justificación propia, porque su empleo en este campo es infrecuente y podría parecer una importación arbitraria desde la economía. La curva de Lorenz y el coeficiente de Gini fueron diseñados para describir cuán concentrada está una cantidad acumulable entre los miembros de una población, y el tiempo de dedicación a una plataforma cumple exactamente esa condición. Su empleo responde a una necesidad analítica concreta: cuando una distribución es fuertemente asimétrica, ni la media ni la desviación estándar informan sobre la forma en que la cantidad total se reparte, y dos poblaciones con la misma media pueden diferir por completo en si esa media resulta de una dedicación moderada generalizada o de una dedicación mínima mayoritaria acompañada de un pequeño grupo de dedicación extrema. Esa distinción es sustantiva

y no meramente descriptiva: la primera situación describe una práctica cultural extendida, mientras que la segunda describe una práctica minoritaria acompañada de un grupo de riesgo. Las políticas que corresponden a cada situación son distintas, y la media no permite distinguirlas. Conviene anticipar también por qué el artículo reporta la proporción del tiempo total que concentran los deciles superiores además del coeficiente de Gini. El coeficiente resume la desigualdad en un solo número y facilita la comparación, pero es insensible a en qué parte de la distribución se produce esa desigualdad: dos distribuciones con el mismo Gini pueden diferir en si la concentración se debe a una cola derecha extrema o a una diferencia amplia entre las mitades. La proporción acumulada por deciles resulta más informativa para el propósito de este libro, porque identifica directamente el tamaño y el peso del subgrupo que el cuarto capítulo examina. La atención pública al tiempo de pantalla adolescente ha crecido hasta convertirse en materia de regulación en varios países, con propuestas que van desde límites horarios obligatorios en plataformas hasta prohibiciones de dispositivos en centros escolares. Ese debate se sostiene sobre cifras agregadas de dedicación media, y su fuerza retórica depende de que esas cifras describan efectivamente a la población. Los resultados de este artículo cuestionan ese supuesto en un sentido preciso: cuando la distribución del tiempo es tan asimétrica como la que aquí se documenta, la media es un estadístico que describe a una minoría y sobrerrepresenta a un subgrupo pequeño de dedicación extrema, de modo que una política diseñada sobre la media legisla para un caso que no es el típico. Esto no significa que el subgrupo de dedicación extrema carezca de importancia, sino lo contrario: si ese subgrupo concentra el riesgo, entonces la política pertinente es la que lo identifica y lo atiende, no la que impone restricciones uniformes sobre una mayoría cuya dedicación es moderada y cuyo problema principal, como mostró el artículo anterior, es de acceso insuficiente antes que de exceso. Chicomuselo, Siltepec y Amatenango de la Frontera representan el estrato intermedio de la región: municipios de entre 3 600 y 4 600 adolescentes en el universo, con proporciones urbanas de entre 20 % y 30 % y penetración de wifi doméstico por debajo del 30 % (INEGI, 2021). Son sustantivamente más rurales que los dos municipios del artículo anterior y sustantivamente mayores que los cuatro que abordan los análisis siguientes. Esa posición intermedia los hace apropiados para el análisis de la intensidad: en municipios más urbanos, la homogeneidad de las condiciones de acceso reduciría la variación disponible; en municipios más pequeños, el número de personas usuarias sería insuficiente para sostener modelos de conteo con doce predic-

tores. Un último elemento de encuadre concierne al lugar de este artículo dentro del libro. El artículo anterior estableció que el acceso material determina quién ingresa a la plataforma y sugirió, mediante un análisis preliminar de la intensidad, que ese mismo acceso opera como umbral antes que como gradiente: producía una diferencia de veintún puntos porcentuales en la probabilidad de ser persona usuaria y apenas de unos cien minutos semanales en la dedicación entre quienes ya lo eran. El presente capítulo somete esa observación preliminar a modelado formal sobre una submuestra distinta y con las herramientas apropiadas, lo que constituye una forma de replicación interna. Si el acceso material resultara aquí tan determinante para la intensidad como lo fue para la incorporación, la conclusión del artículo anterior debería revisarse; si resultara sustantivamente menos determinante, quedaría reforzada. La respuesta, como se verá, es intermedia y obliga a precisar la formulación original: el dispositivo importa para la intensidad, pero no para la frecuencia, y esa distinción no estaba contemplada en el planteamiento inicial. Resta señalar una tensión que el artículo no puede resolver y que conviene declarar desde el planteamiento. Los resultados que se presentan son condicionales a la participación: describen a quienes ya usan la plataforma y no a la población adolescente en su conjunto. Esa restricción es deliberada, puesto que el artículo anterior modeló la participación como desenlace propio, pero tiene una consecuencia sobre la interpretación de cualquier coeficiente aquí estimado. Si la incorporación a la plataforma está condicionada por las mismas variables que después predicen la dedicación –y el caso de la tenencia de dispositivo es exactamente ese–, entonces la submuestra analizada está seleccionada sobre el predictor, y la asociación estimada dentro de ella subestima la que existiría en la población completa. Este fenómeno, conocido en econometría como sesgo de selección sobre observables, no se corrige con controles adicionales sino con modelos de selección que requieren supuestos de exclusión difíciles de sostener aquí. El artículo asume esa limitación y la traduce en una adverten-

cia interpretativa: los coeficientes reportados son cotas inferiores de la asociación poblacional. El artículo se organiza en torno a cuatro preguntas. La primera indaga qué forma tiene la distribución del tiempo de juego y qué especificación estadística requiere. La segunda examina con qué grado de desigualdad se distribuye el tiempo entre las personas usuarias. La tercera pregunta qué predice la intensidad diaria de juego y qué predice la frecuencia semanal, y si se trata de los mismos determinantes. La cuarta se ocupa de si los motivos declarados y la mediación parental contribuyen a explicar la dedicación. La hipótesis principal sostiene que las condiciones materiales de acceso predominarán sobre las disposicionales y las familiares, y que intensidad y frecuencia responderán a determinantes distintos.

Método

La submuestra comprende 936 adolescentes de 12 a 17 años distribuidos en 36 planteles: 337 de Chicomuselo, 303 de Amatenango de la Frontera y 296 de Siltepec. El universo del que proceden asciende a 12 080 adolescentes, 30.5 % del universo regional (INEGI, 2021). Los análisis de tiempo se realizan sobre las 459 personas que declaran usar la plataforma, es decir, 49.0 % de la submuestra. La Tabla 1 presenta el perfil comparado: los tres municipios son semejantes en composición sociodemográfica y difieren de manera apreciable en dos indicadores, la proporción con dispositivo propio, que va de 40.9 % en Amatenango a 50.7 % en Siltepec, y la prevalencia de uso, que va de 43.6 % a 55.5 %.

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 comparado de las submuestras municipales*

Característica	Chicomusel o	Siltepec	Amatenang o	Conjunto
Universo de 12 a 17 años	4 607	3 621	3 852	12 080
Registros analizados	337	296	303	936

Tabla 1*Perfil comparado de las submuestras municipales*

Característica	Chicomusel o	Siltepec	Amatenang o	Conjunto
Planteles	12	11	13	36
Ámbito urbano (%)	29.7	27.4	20.5	26.0
Hablante de mam (%)	26.4	29.7	29.7	28.5
Dispositivo propio (%)	49.9	50.7	40.9	47.2
Wifi en el hogar (%)	27.0	24.0	23.4	24.9
Prevalencia de uso (%)	55.5	47.3	43.6	49.0
Personas usuarias analizadas	187	140	132	459

Nota. El universo procede del Censo de Población y Vivienda 2020 (INEGI, 2021). Los análisis de tiempo se restringen a las personas usuarias.

El paso de 936 registros a 459 personas usuarias cambia el universo efectivo del análisis de tiempo. Chicomuselo aporta 187 usuarios, Siltepec 140 y Amatenango 132, por lo que el conjunto no equivale a promediar los tres porcentajes municipales con igual peso. La menor tenencia de Amatenango coincide con una participación más baja, pero esa coincidencia descriptiva no demuestra una relación causal. La tabla permite identificar quiénes quedan incluidos antes de interpretar minutos y frecuencia. Cualquier conclusión sobre dedicación debe circunscribirse a ese grupo, manteniendo separada la cuestión de quién accede a la plataforma. Ambos indicadores se ordenan de manera con-

cordante, lo que replica en el estrato intermedio el hallazgo del artículo anterior. El desenlace principal son los minutos de juego declarados para un día con clases; el desenlace secundario, los minutos declarados para un día sin clases; y el tercer desenlace, el número de días a la semana con al menos una sesión, con rango de 1 a 7. Los predictores se agrupan en cuatro conjuntos. Las condiciones de acceso incluyen la tenencia de dispositivo propio y la disponibilidad de wifi doméstico. Las variables de contexto y perfil incluyen el ámbito de residencia, el municipio, la edad centrada en 14.5 años, el sexo y la escolaridad materna dicotomizada. Las variables familiares incluyen las

puntuaciones de mediación parental activa y restrictiva, ambas en escala de 1 a 5, siguiendo la operacionalización revisada por Nielsen et al. (2019). Las variables de práctica y disposición incluyen jugar en solitario, el horario nocturno predominante y las puntuaciones de motivo de evasión y de socialización, medidas con la versión breve del instrumento de Demetrovics et al. (2011). Se incorporaron únicamente dos de los seis motivos al modelo para preservar la parsimonia, con una selección que recayó en los dos que la literatura señala como más relevantes para la dedicación; los seis se analizan de manera descriptiva. El diagnóstico de dispersión se realizó ajustando primero un modelo de Poisson y examinando la razón entre el estadístico de Pearson y sus grados de libertad, así como la razón entre la desviación y sus grados de libertad, ambas de las cuales deberían aproximarse a la unidad bajo especificación correcta (Cameron y Trivedi, 2013). El parámetro de dispersión de la binomial negativa se seleccionó por búsqueda sobre una malla de valores entre 0.20 y 0.50, minimizando el criterio de información de Akaike (Hilbe, 2011). Todos los modelos se estimaron con errores estándar robustos agrupados por plantel escolar. Los coeficientes se reportan exponenciados, como razones de tasas de incidencia: un valor de 1.61 indica que la tasa esperada de minutos se multiplica por 1.61. El modelo de frecuencia semanal se especificó como Poisson, dado que el conteo de días está acotado en siete y no presenta sobredispersión apreciable. Para caracterizar la desigualdad en la distribución del tiempo se calcularon la curva de Lorenz y el coeficiente de Gini sobre los minutos semanales, así como la proporción del total de minutos que concentran los deciles superiores. Además de los modelos principales se planificaron tres análisis de sensibilidad. El primero compara los resultados obtenidos bajo cuatro especificaciones alternativas del mismo modelo: Poisson sin corrección por conglomerado, Poisson con errores robustos, binomial negativa con errores robustos y mínimos cuadrados ordinarios con errores robustos. El segundo examina el subgrupo de dedicación extrema, definido como el decil superior de la distribución semanal. El tercero estima la correlación intraclase del tiempo de juego a nivel de plantel, para verificar si la agrupación afecta a esta variable en la misma medida en que afectaba al uso dicotómico del artículo anterior. Tres especificaciones alternativas se evaluaron antes de adoptar la binomial negativa y conviene documentar por qué

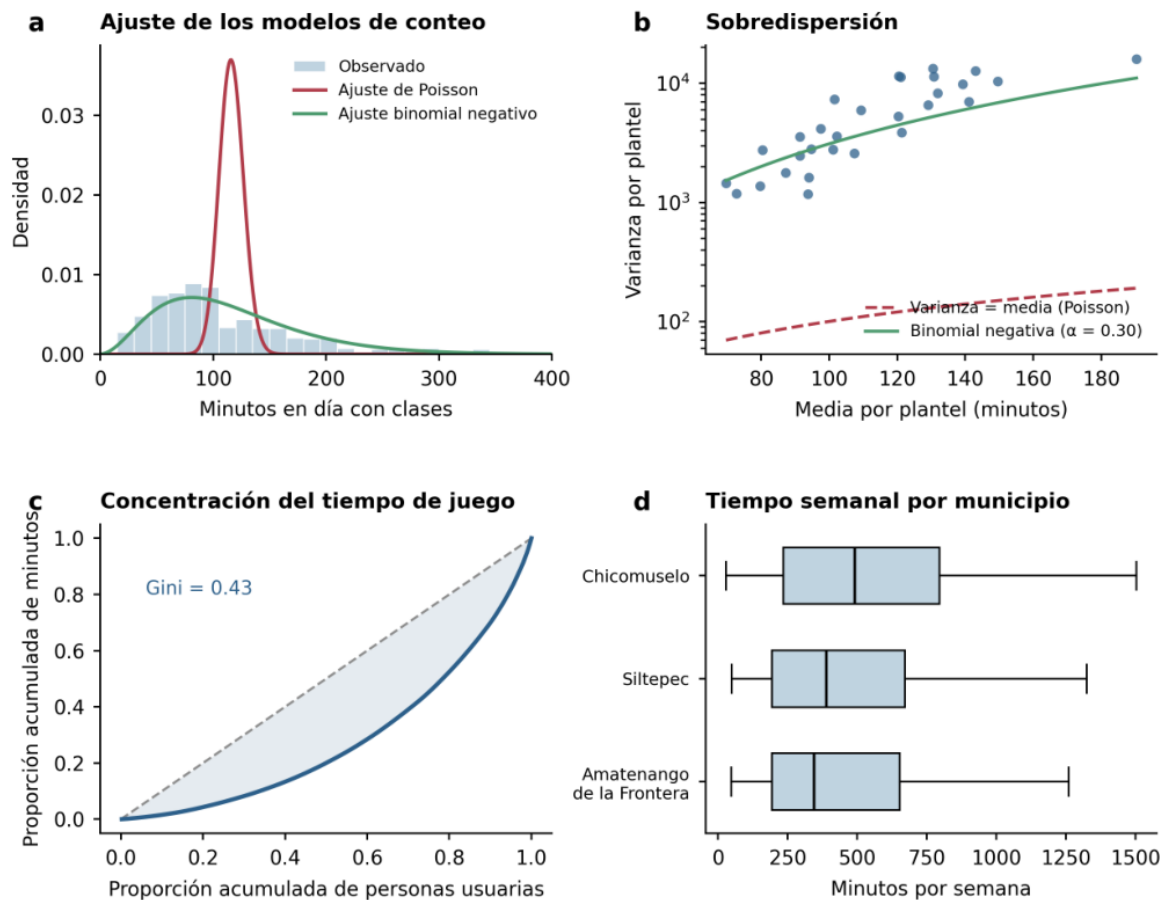
se descartaron. La primera es el modelo de barra, que separa la decisión de participar de la cantidad consumida mediante dos ecuaciones; habría sido la especificación natural si el análisis incluyese a las personas no usuarias, cuyo tiempo de juego es cero por definición, pero se descartó porque el artículo anterior modela ya la participación como desenlace propio y replicar aquí esa ecuación sería redundante. La consecuencia es que los resultados de este artículo son condicionales a la participación y no describen a la población adolescente en su conjunto. La segunda es el modelo inflado en ceros, que supone una mezcla de dos procesos generadores, uno de los cuales produce únicamente ceros; se descartó por la misma razón, dado que en la submuestra analizada no hay ceros. La tercera es la regresión cuantílica, alternativa atractiva dada la asimetría de la distribución y que habría permitido examinar si los predictores operan de manera distinta en la cola derecha; se descartó por parsimonia y por el tamaño de la submuestra, que no sostiene estimación estable en cuantiles extremos.

Resultados

Entre las 459 personas usuarias, la media de minutos en día con clases es de 116.1 y la mediana de 93. La desviación estándar asciende a 80.8, el rango intercuartílico va de 62 a 145 minutos y el percentil 90 se sitúa en 209 minutos. La media excede a la mediana en 24.8 %, indicador directo de asimetría positiva. El panel a de la Figura 1 presenta la distribución empírica junto con los ajustes de Poisson y binomial negativo, y el contraste es visualmente inequívoco: la densidad de Poisson se concentra en un pico estrecho alrededor de la media y no cubre ni los valores bajos ni la cola derecha, mientras que la binomial negativa reproduce la forma observada. La comparación de curvas ilustra el costo de imponer una distribución demasiado estrecha: el modelo debe representar tanto la concentración de tiempos moderados como la cola de valores altos. La relación entre media y varianza por plantel permite comprobar que la dispersión no es un detalle de una sola observación. La curva de Lorenz responde a una pregunta diferente, cuánto del tiempo total se concentra en una fracción de usuarios, y no identifica por sí sola uso problemático. Las distribuciones municipales completan la figura mostrando variabilidad interna. Su solapamiento desaconseja describir a cada municipio mediante un único patrón homogéneo de dedicación.

Figura 1

Distribución del tiempo de juego y diagnóstico de la especificación



Nota. (a) Distribución empírica de los minutos en día con clases, con los ajustes de Poisson y binomial negativo superpuestos. (b) Relación entre media y varianza calculada por plantel, en escala logarítmica; la diagonal discontinua representa la igualdad que exige el modelo de Poisson. (c) Curva de Lorenz de la dedicación semanal. (d) Distribución de los minutos semanales por municipio.

En día sin clases la mediana asciende a 180 minutos y la dedicación semanal mediana a 411 minutos, con rango intercuartílico de 211 a 722. La Ta-

bla 2 presenta la distribución completa de los tres desenlaces.

Tabla 2*Distribución del tiempo de juego entre las personas usuarias*

Indicador	Día con clases	Día sin clases	Semana completa
Media (minutos)	116.1	224.7	526.4

Tabla 2*Distribución del tiempo de juego entre las personas usuarias*

Indicador	Día con clases	Día sin clases	Semana completa
Mediana (minutos)	93	180	411
Desviación estándar	80.8	163.5	411.7
Percentil 25	62	118	211
Percentil 75	145	283	722
Percentil 90	209	411	1 091
Razón media/mediana	1.25	1.25	1.28
Razón varianza/media	56.3	119.0	322.0

Nota. n = 459. La razón varianza/media debería aproximarse a la unidad bajo una distribución de Poisson (Cameron y Trivedi, 2013).

La media supera a la mediana en las tres columnas, señal de que los valores altos desplazan el promedio hacia arriba. Por eso, la mediana caracteriza mejor un registro central, mientras que el percentil 90 describe el extremo superior. Las razones varianza/media, muy alejadas de uno, muestran que el supuesto de equidispersión de Poisson resulta restrictivo para estos datos. No significan que todas las personas tengan tiempos elevados, sino que la heterogeneidad es grande respecto de la media. La comparación entre días con y sin clases debe realizarse dentro de cada columna, sin confundir sus estadísticas con una suma individual del tiempo semanal. El modelo de Poisson arroja una ra-

zón entre desviación y grados de libertad de 41.03, y una razón entre el estadístico de Pearson y sus grados de libertad de 46.08, valores que exceden en más de cuarenta veces el esperado bajo especificación correcta. El panel b de la Figura 1 muestra la relación entre media y varianza calculada a nivel de plantel: los puntos observados se sitúan de manera consistente muy por encima de la diagonal que representaría la igualdad entre ambas, y se alinean razonablemente con la curva cuadrática que corresponde al modelo binomial negativo con parámetro de dispersión de 0.30.

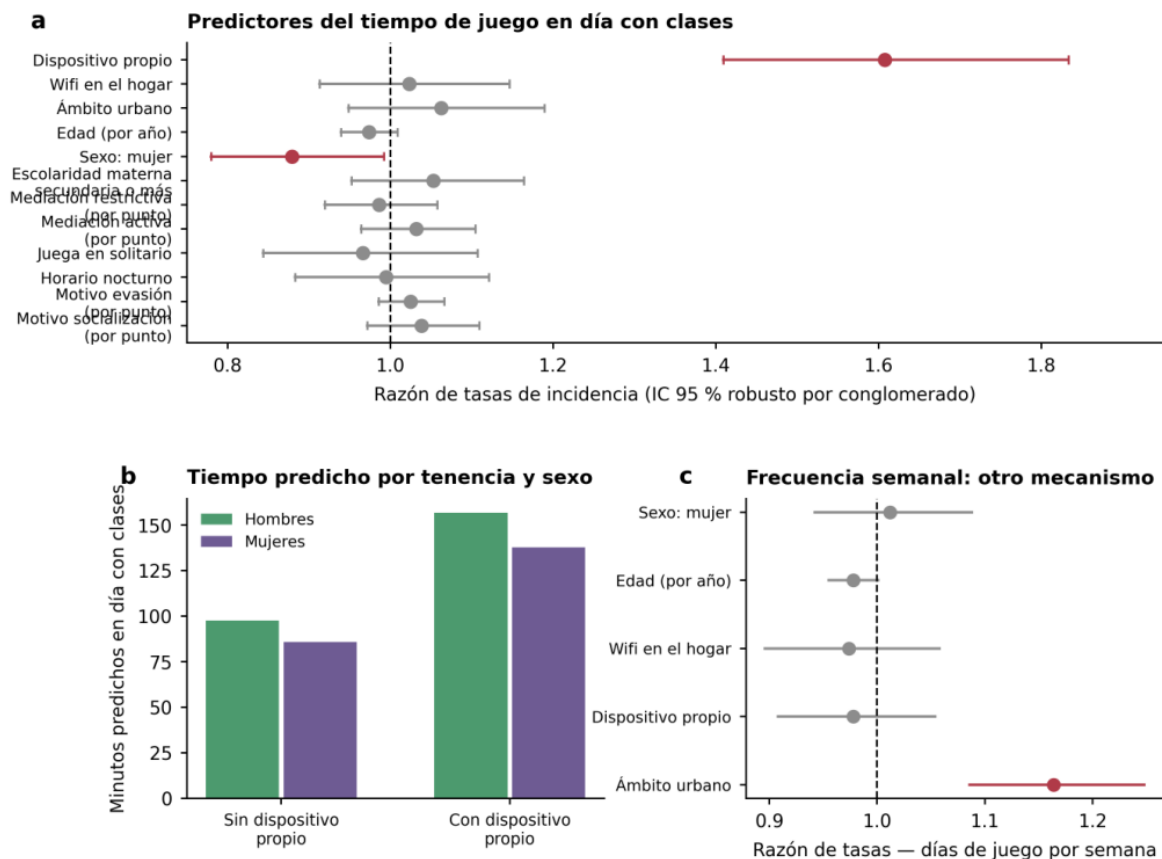
La comparación de criterios de información resulta contundente, con 21 179.9 para el modelo de

Poisson frente a 5 044.0 para el binomial negativo, diferencia de más de dieciséis mil unidades que no admite discusión sobre cuál de las dos especificaciones describe los datos. Este resultado tiene una consecuencia que conviene explicitar: si el análisis se hubiera realizado con una especificación de Poisson, los errores estándar habrían sido aproximadamente seis veces menores de lo debido, y los hallazgos nulos que este artículo reporta no habrían aparecido como nulos. El panel c de la Figura 1 presenta la curva de Lorenz de la dedicación semanal, cuyo coeficiente de Gini asciende a 0.43, valor comparable al de la distribución del ingreso en países de desigualdad moderada. El decil superior de personas usuarias concentra 30.6 % del total de minutos jugados y el quintil superior 47.6 %, de modo que una de cada cinco personas usuarias acumula prácticamente la mitad del tiempo de juego de toda la submuestra. Esta concentración tiene implicaciones para la interpretación de cualquier estadístico agregado: cuando un estudio reporta que los adolescentes de una población dedican en promedio dos horas diarias a una plataforma, describe un promedio que no corresponde

a la experiencia de la mayoría, pues en esta submuestra 62 % de las personas usuarias se sitúa por debajo de la media. El panel d de la Figura 1 desagrega la dedicación semanal por municipio, con tres distribuciones semejantes en forma y ampliamente traslapadas, cuyas medianas van de 345 minutos en Amatenango a 495 en Chicomuselo. El panel a de la Figura 2 y la tabla complementaria presentan el modelo binomial negativo de los minutos en día con clases. La figura separa intensidad de frecuencia. Los minutos predichos traducen los coeficientes a una cantidad esperada en un tipo de día, mientras que el modelo de días semanales se refiere a la regularidad. Un recurso puede facilitar sesiones más largas sin modificar del mismo modo cuántos días se juega. Los intervalos muestran la precisión de esas asociaciones condicionadas; cuando incluyen el valor de referencia, no se sostiene la misma claridad de separación. Leer ambos desenlaces conjuntamente evita tratar tiempo y frecuencia como medidas intercambiables. También impide trasladar un efecto observado en minutos a una recomendación sobre calendario de uso sin evidencia adicional.

Figura 2

Predictores de la intensidad y de la frecuencia de juego



Nota. (a) Razones de tasas del modelo binomial negativo de minutos en día con clases, con intervalos de confianza al 95 % robustos por conglomerado; en rojo, los predictores significativos. (b) Minutos predichos en día con clases según tenencia de dispositivo y sexo, con el resto de los predictores en sus valores medianos. (c) Razones de tasas del modelo de días de juego por semana.

La tabla 3 complementa el análisis precedente.

Tabla 3*Modelo binomial negativo del tiempo de juego en día con clases*

Predictor	RT	IC 95 %	p
Dispositivo propio	1.61	[1.41, 1.83]	< .001
Sexo: mujer	0.88	[0.78, 0.99]	.037
Wifi en el hogar	1.02	[0.91, 1.15]	.695
Ámbito urbano	1.06	[0.95, 1.19]	.294
Edad (por año)	0.97	[0.94, 1.01]	.143

Tabla 3*Modelo binomial negativo del tiempo de juego en día con clases*

Predictor	RT	IC 95 %	p
Escolaridad materna secundaria o más	1.05	[0.95, 1.16]	.315
Mediación parental restrictiva (por punto)	0.99	[0.92, 1.06]	.695
Mediación parental activa (por punto)	1.03	[0.96, 1.11]	.363
Juega en solitario	0.97	[0.84, 1.11]	.622
Horario nocturno predominante	1.00	[0.88, 1.12]	.935
Motivo de evasión (por punto)	1.03	[0.99, 1.07]	.218
Motivo de socialización (por punto)	1.04	[0.97, 1.11]	.264
Chicomuselo	1.13	[0.97, 1.32]	.120
Siltepec	0.94	[0.80, 1.12]	.486

Nota. n = 459; RT = razón de tasas de incidencia; parámetro de dispersión $\alpha = 0.30$; errores estándar robustos agrupados por plantel (36 conglomerados). Categoría de referencia del municipio: Amatenango de la Frontera. Criterio de Akaike: 5 044.0, frente a 21 179.9 del modelo de Poisson equivalente.

La razón de tasas de 1.61 para dispositivo propio se interpreta como un valor esperado de minutos 61 % mayor, condicionado a los demás predictores. Para mujeres, 0.88 corresponde a un valor esperado 12 % menor respecto de la categoría de referencia. Ambas estimaciones deben leerse con sus intervalos, no solo con el valor *p*. Los coeficientes próximos a uno describen diferencias menores o inciertas dentro de esta especificación. El resultado se refiere a minutos en día con clases entre usuarios; no determina quién utiliza Roblox ni permite trasladar automáticamente la misma asociación a los días de juego por semana. De doce predictores, dos alcanzan significación. La tenencia de dispositivo propio presenta una razón de tasas de 1.61 (IC 95 % [1.41, 1.83], *p* < .001): quien dispone de dispositivo individual juega, en promedio, 61 % más minutos por día escolar que quien no lo tiene, controlando por todo lo demás. El sexo femenino presenta una razón de 0.88 (IC 95 % [0.78, 0.99], *p* = .037), de modo que las adolescentes juegan alrededor de 12 % menos minutos que los adolescentes; la magnitud es modesta y el intervalo se aproxima a la unidad, por lo que conviene tratar este resultado como tendencia y no como hallazgo firme. Ningún otro predictor se aproxima: el wifi doméstico arroja 1.02 (IC 95 % [0.91, 1.15]); el ámbito urbano, 1.06 (IC 95 % [0.95, 1.19]); la edad, 0.97 por año (IC 95 % [0.94, 1.01]); y la escolaridad materna, 1.05 (IC 95 % [0.95, 1.16]). Las dos escalas de mediación parental son planas, con 0.99 (IC 95 % [0.92, 1.06]) la restrictiva y 1.03 (IC 95 % [0.96, 1.11]) la activa. Jugar en solitario, 0.97 (IC 95 % [0.84, 1.11]), y el horario nocturno, 1.00 (IC 95 % [0.88, 1.12]), tampoco discriminan, y los dos motivos incorporados al modelo son igualmente planos, con 1.03 (IC 95 % [0.99, 1.07]) para evasión y 1.04 (IC 95 % [0.97, 1.11]) para socialización. El panel b de la Figura 2 traduce el modelo a minutos predichos: un adolescente varón sin dispositivo propio, con el resto de las variables en sus valores medianos, tiene una predicción de 97.6 minutos, y con dispositivo propio de 156.8; para las mujeres, las predicciones son de 85.8 y 137.9 minutos respectivamente. El modelo estimado sobre los minutos de día sin clases replica el patrón con notable fidelidad: la tenencia de dispositivo arroja una razón de tasas de 1.53 (IC 95 % [1.35, 1.74], *p* < .001) y el sexo femenino de 0.86 (IC 95 % [0.77, 0.97], *p* = .010), permaneciendo el resto de los predictores sin significación. La consistencia entre ambos modelos resulta informativa: si la tenencia de dispositivo operase liberando tiempo que el horario escolar restringe, cabría esperar que su efecto fuese mayor en día sin clases, y no es el caso, pues las razones de tasas son estadísticamente indistinguibles. El dispositivo no amplía el tiempo disponible, sino la proporción del tiempo disponible que se dedica a la plataforma, y lo ha-

ce en la misma medida haya clases o no. El panel c de la Figura 2 presenta el modelo de días de juego por semana, cuyo resultado constituye el hallazgo más interesante del artículo. El único predictor significativo es el ámbito urbano, con una razón de tasas de 1.16 (IC 95 % [1.09, 1.25], *p* < .001): los adolescentes de cabecera municipal juegan un promedio de 4.66 días por semana frente a 4.03 de los de localidad dispersa. La tenencia de dispositivo propio, que dominaba el modelo de intensidad, es aquí completamente plana, con 0.98 (IC 95 % [0.91, 1.05], *p* = .560); la edad se aproxima al umbral con 0.98 por año (IC 95 % [0.96, 1.00], *p* = .060) y el resto de los predictores no discrimina. La disociación es limpia: tener dispositivo propio no hace que se juegue más días sino que se juegue más minutos cada día que se juega, y vivir en cabecera no hace que las sesiones sean más largas sino que haya más días con sesión. La interpretación más plausible atribuye cada mecanismo a la restricción que levanta, pues la frecuencia depende de la disponibilidad de conexión utilizable, que en localidades dispersas es intermitente, mientras que la intensidad depende del control sobre el aparato. Una hipótesis razonable sostendría que quienes enfrentan mayores restricciones de acceso comprimen su juego en los días sin clases. El panel d de la Figura 3 la somete a prueba mediante la razón entre minutos de día sin clases y minutos de día con clases: la razón mediana es de 1.91 para el conjunto y prácticamente idéntica en todos los grupos, con 1.90 entre quienes tienen dispositivo propio y 1.93 entre quienes no lo tienen, 1.83 entre quienes acceden por establecimiento comercial, 1.93 entre quienes usan datos móviles, 1.94 entre quienes tienen wifi doméstico y 2.00 entre quienes usan wifi de terceros. Figura 3

Motivos, contenido y ritmo semanal

La importancia declarada de un motivo y su relación con el tiempo son dimensiones diferentes. Una motivación puede obtener una media alta y, aun así, distinguir poco entre quienes juegan más y quienes juegan menos. El panel de correlaciones permite examinar precisamente esa diferencia. Las medianas por contenido describen prácticas heterogéneas, pero no demuestran que elegir un género produzca sesiones más largas. La razón entre tipos de día introduce la organización semanal y puede sugerir concentración del juego cuando desaparecen obligaciones escolares. Su comparación por conexión explora esa posibilidad sin convertirla en una explicación confirmada de las restricciones de acceso. No hay compresión: la proporción entre día libre y día escolar es una constante del comportamiento, aproximadamente dos a uno, que no responde a las condiciones de acceso, las cuales modifican el nivel de ambas cantidades pero no su relación. El panel a de la Figura 3 pre-

senta las puntuaciones medias de los seis motivos: la socialización encabeza con 3.60 puntos sobre 5, seguida de la competencia con 3.22, la fantasía con 3.19, la evasión con 3.15 y el desarrollo de habilidades con 3.10, mientras que el afrontamiento emocional es el único claramente por debajo del punto medio de la escala, con 2.60. El panel b presenta las correlaciones entre cada motivo y el logaritmo del tiempo de juego en día con clases, y ninguna alcanza magnitud apreciable: evasión .058, competencia .056, habilidad .046, socialización .040, afrontamiento .037 y fantasía -.040, todas por debajo de .06 en valor absoluto. Este resultado contradice de manera directa la expectativa derivada de la literatura sobre motivaciones (Demetrovics et al., 2011). El panel c de la Figura 3 presenta la dedicación semanal mediana según el género de experiencia preferido, con diferencias apreciables: los simula-

dores de progresión encabezan con 511 minutos y las mascotas con 477, mientras que los circuitos de obstáculos cierran con 345 y el roleplay de vida social con 378, situándose el combate y aventura en 444. El ordenamiento tiene una lógica reconocible, pues los géneros de progresión acumulativa, cuya mecánica premia explícitamente la permanencia, encabezan la dedicación mientras que los géneros de sesión corta la cierran; esta asociación es correlacional y su dirección indeterminable con estos datos. Por horario, quienes declaran jugar preferentemente por la mañana antes de clases registran la mediana más alta, con 570 minutos semanales, frente a 371 de quienes juegan por la noche. La Tabla 4 presenta el resultado más didáctico del artículo: el mismo modelo, con los mismos datos y los mismos predictores, estimado bajo cuatro especificaciones distintas.

Tabla 4

Predictores significativos del tiempo de juego bajo cuatro especificaciones

Especificación	Corrección por conglomerado	Predictores con $p < .05$	n
Poisson	No	Dispositivo propio, sexo, ámbito urbano, edad, escolaridad materna, mediación restrictiva, mediación activa, juego en solitario, motivo de evasión, motivo de socialización, municipio	12
Poisson	Sí	Dispositivo propio, sexo	2
Binomial negativa ($\alpha = 0.30$)	Sí	Dispositivo propio, sexo	2
Mínimos cuadrados ordinarios	Sí	Dispositivo propio, sexo	2

Nota. El recuento de la última columna incluye el intercepto y los indicadores de municipio cuando resultan significativos. El modelo lineal arroja un coeficiente de determinación de .129 y predicciones mínimas de 44.5 minutos.

La comparación metodológica muestra que la selección de predictores aparentemente significativos depende de cómo se calcula la incertidumbre. Poisson sin corrección identifica doce términos, mientras que las tres alternativas con ajuste por conglomerado conservan dos. Esa diferencia no se debe a que los adolescentes hayan cambiado de comportamiento: procede de aplicar distintos supuestos al mismo conjunto de observaciones. La

coincidencia entre las especificaciones corregidas favorece una interpretación prudente centrada en dispositivo y sexo. El propósito de esta tabla es mostrar por qué un listado extenso de valores p pequeños puede ser engañoso cuando se ignora la estructura de agrupación. Bajo Poisson sin corrección por conglomerado resultan significativos doce de los catorce parámetros del modelo, incluyendo el ámbito urbano, la edad, la escolaridad ma-

terna, las dos escalas de mediación parental, jugar en solitario y los dos motivos incorporados; un investigador que reportase esos resultados concluiría que la dedicación está gobernada por una combinación densa de factores familiares, disposicionales y contextuales. Bajo Poisson con errores robustos por conglomerado, el número de predictores significativos cae de doce a dos, de modo que la corrección por diseño elimina por sí sola diez de los doce hallazgos. Bajo binomial negativa con errores robustos, la especificación adoptada, los predictores significativos son los mismos dos con razones de tasas prácticamente idénticas. Bajo mí-

nimos cuadrados ordinarios con errores robustos vuelven a ser los mismos dos, lo que confirma que la dirección de las asociaciones principales es robusta a la especificación; sin embargo, el modelo lineal presenta dos defectos que lo descalifican como especificación preferida, pues su coeficiente de determinación es de .129 y sus valores predichos descienden hasta 44.5 minutos en los casos de menor predicción. La Tabla 5 caracteriza al subgrupo del decil superior: 47 personas, el 10.2 % de las usuarias, con una dedicación semanal mediana de 1 457 minutos frente a 360 del resto.

Tabla 5

Perfil del decil superior de dedicación frente al resto de las personas usuarias

Característica	Decil superior (n = 47)	Resto (n = 412)	Diferencia
Minutos semanales (mediana)	1 457	360	1 097
Días de juego por semana (media)	5.68	4.09	1.59
Dispositivo propio (%)	85.1	60.4	24.7
Ámbito urbano (%)	44.7	34.2	10.5
Mujeres (%)	40.4	47.3	-6.9
Edad media (años)	13.7	14.1	-0.4
Puntaje IGDS9-SF (media)	25.0	15.9	9.1
Horas de sueño (media)	7.81	8.26	-0.45
Días con retraso del sueño (media)	1.40	0.89	0.51
Promedio escolar (media)	8.06	8.62	-0.56
Soledad (media)	5.15	4.26	0.89
Motivo de evasión (media)	3.38	3.12	0.26
Mediación parental activa (media)	2.66	2.58	0.08

Nota. El decil superior se definió por el percentil 90 de la dedicación semanal, equivalente a 1 091 minutos. Las diferencias son descriptivas y no están controladas por otras variables.

El decil superior se define por su posición en la distribución del tiempo, no por un criterio clínico. Una persona puede pertenecer a ese extremo sin presentar necesariamente deterioro funcional, del mismo modo que una dificultad de regulación no exige ocuparlo. Comparar su perfil con el resto permite explorar qué características acompañan la dedicación elevada y orientar preguntas posteriores. Sin ajuste multivariado, las diferencias no identifican predictores independientes. Conviene leerlas como una caracterización del grupo seleccionado por duración y contrastarlas con los modelos antes de atribuirles capacidad explicativa. El perfil difiere en todas las dimensiones examinadas y en la dirección esperable: la tenencia de dispositivo propio alcanza 85.1 % frente a 60.4 %, la frecuencia semanal es de 5.68 días frente a 4.09, y la proporción de mujeres es menor, 40.4 % frente a 47.3 %. Las diferencias en los indicadores de bienestar son más pronunciadas de lo que cabría anticipar dado el tamaño del subgrupo: el puntaje medio en la escala de juego problemático es de 25.0 frente a 15.9, las horas de sueño descienden de 8.26 a 7.81, los días semanales con retraso del sueño ascienden de 0.89 a 1.40, el promedio escolar cae de 8.62 a 8.06 y la puntuación de soledad sube de 4.26 a 5.15. Un dato merece atención especial: la edad media del subgrupo es de 13.7 años frente a 14.1 del resto, de modo que la dedicación extrema no se concentra en los adolescentes mayores sino en los más jóvenes. Conviene subrayar que 47 casos no sostienen inferencia robusta y que ninguna de estas diferencias ha sido sometida a control multivariado. Finalmente, la correlación intraclase del logaritmo del tiempo de juego, estimada a nivel de plantel, es de .033: solo 3.3 % de la varianza en la dedicación se sitúa entre planteles y el 96.7 % restante es variación entre individuos del mismo plantel. Este valor contrasta de manera marcada con lo observado en el artículo anterior para el uso dicotómico, donde la variación entre planteles resultaba sustancial, con prevalencias que iban de 13 % a 92 %.

Discusión

El resultado central de este artículo es la disociación entre intensidad y frecuencia: la tenencia de dispositivo predice cuántos minutos se juega cada día pero no cuántos días se juega, y el ámbito de residencia predice cuántos días se juega pero no cuántos minutos. Esta disociación no es un matiz técnico, pues implica que el tiempo de juego, tratado como variable única, agrega dos comportamientos con determinantes independientes, y que cualquier análisis que lo modele agregado estará estimando un promedio ponderado de dos efectos distintos, con el consiguiente riesgo de que ambos se atenúen mutuamente. La lectura sustantiva es que las restricciones materiales operan en dos planos:

el del control sobre el aparato, que determina la duración de las sesiones, y el de la disponibilidad de conexión, que determina la existencia misma de la sesión. Que la primera restricción sea individual y la segunda territorial explica por qué el artículo anterior encontró que el ámbito se disuelve al controlar por dispositivo cuando el desenlace es el uso dicotómico: en ese desenlace ambos mecanismos se confunden, y al separar intensidad de frecuencia el efecto territorial reaparece con claridad. Este resultado precisa la formulación de acceso material de van Deursen y van Dijk (2019) al mostrar que sus componentes –diversidad de dispositivos y gastos recurrentes de conexión– no operan de manera equivalente sobre todos los aspectos del uso. El coeficiente de Gini de 0.43 y la concentración de casi la mitad de los minutos en el quintil superior describen una distribución profundamente desigual, y esa desigualdad importa por dos razones. La primera es descriptiva: invalida el uso de la media como resumen, pues cuando 62 % de las personas usuarias se sitúa por debajo del promedio, ese promedio no describe a la mayoría, y las cifras que circulan en el debate público sobre el tiempo de pantalla adolescente transmiten una imagen distorsionada de la práctica típica. Conviene recordar que, dado el patrón de sesgo diferencial que documentan Parry et al. (2021) y Scharkow (2016), la desigualdad real es probablemente mayor que la estimada. La segunda razón es analítica: sugiere que la población usuaria no es homogénea sino que contiene un subgrupo minoritario de dedicación muy elevada cuyas características podrían diferir cualitativamente de las del resto, subgrupo del que se ocupa el cuarto capítulo. La ausencia de asociación entre motivos declarados y tiempo de juego es el resultado más difícil de interpretar del artículo, pues contradice una literatura consolidada, y esa contradicción admite al menos tres lecturas. La primera es de medida: la versión breve del cuestionario de Demetrovics et al. (2011) utiliza un solo reactivo por dimensión, lo que reduce sustantivamente su fiabilidad respecto de la versión extensa, y una escala poco fiable atenúa las correlaciones observadas. Esta lectura tiene una implicación práctica inmediata, pues para un levantamiento real convendría considerar la versión de escala completa, aceptando el costo en duración del instrumento. La segunda es de rango restringido: los motivos se midieron únicamente entre personas usuarias, y en un contexto donde el acceso a la plataforma está condicionado materialmente, de modo que si la restricción material comprime la variación del tiempo, la varianza disponible para que los motivos la expliquen se reduce. La tercera, y la que este artículo considera más plausible, es sustantiva: en un contexto donde la dedicación está gobernada por lo que se puede hacer antes

que por lo que se quiere hacer, los motivos declarados describen preferencias que no llegan a traducirse en comportamiento, y la motivación explica el comportamiento solamente cuando el comportamiento es posible. Las dos escalas de mediación parental son planas en todos los modelos, resultado menos sorprendente de lo que parece y coincidente con la revisión de Nielsen et al. (2019). Dos mecanismos pueden producirlo: la causalidad inversa, según la cual los límites se imponen en respuesta a un uso ya elevado, de modo que la asociación negativa esperada se cancela con la asociación positiva que genera la respuesta parental; y la ineffectividad, esto es, que la regla existe pero no se aplica, o se aplica sobre un dispositivo que el adolescente controla fuera de la vista. El tercer capítulo examina si la mediación, aunque no prediga el tiempo, modera la relación entre el tiempo y sus consecuencias, que es una pregunta distinta y probablemente más pertinente. La razón de tasas de 0.88 asociada al sexo femenino merece una lectura cuidadosa porque la literatura internacional conduciría a esperar una diferencia mucho mayor: los estudios sobre videojuegos en general reportan de manera consistente diferencias sustanciales entre sexos, y el metaanálisis de Stevens et al. (2021) documenta estimaciones de prevalencia sistemáticamente superiores en muestras masculinas. Dos elementos ayudan a entender la discrepancia. El primero es la naturaleza del objeto, pues esta plataforma aloja un catálogo lo bastante amplio como para no dirigirse a un perfil único y su base de personas usuarias está mucho menos masculinizada que la de los géneros sobre los que se construyó la evidencia clásica. El segundo es que la diferencia por sexo se manifiesta en esta población no tanto en la cantidad de tiempo como en el contenido, según mostraba la segregación casi excluyente de preferencias documentada en el estudio introductorio. Hombres y mujeres dedican cantidades de tiempo semejantes a actividades sustancialmente distintas dentro de la misma plataforma, observación que tiene consecuencias para el tercer capítulo: si las mujeres se concentran en experiencias de roleplay social, donde el chat es la mecánica central, su exposición a interacción con personas desconocidas podría ser mayor pese a una dedicación temporal ligeramente menor. El diagnóstico de dispersión tiene una implicación que excede a estos datos. Con una razón entre varianza y media de 46, cualquier análisis que trate esta variable como continua y normalmente distribuida producirá inferencia mal calibrada. Conviene ser preciso sobre en qué consiste el error: no se trata de que los coeficientes estén sesgados, pues en muestras grandes la estimación por mínimos cuadrados de una relación monótona recupera aproximadamente la dirección correcta, sino de que los errores estándar

están mal estimados y por tanto la clasificación entre hallazgos significativos y no significativos resulta poco confiable. Precisamente los resultados nulos que este artículo considera más informativos son los que una especificación inadecuada habría convertido en hallazgos. De ahí se desprenden tres recomendaciones prácticas para quien diseñe instrumentos o analice datos de dedicación en poblaciones semejantes: reportar siempre la mediana y el rango intercuartílico junto con la media; preguntar por separado por frecuencia e intensidad, dado que la disociación documentada sería invisible en un instrumento que preguntase únicamente por horas semanales; y no dicotomizar, pues la práctica de clasificar mediante un punto de corte descarta la mayor parte de la información de una variable cuyo interés reside precisamente en su cola derecha. Tres limitaciones acotan el alcance de las conclusiones. La primera es la medida del tiempo por autorreporte, con las discrepancias que documentan Parry et al. (2021) y Scharrow (2016): las cifras absolutas deben tomarse como aproximaciones y las comparaciones entre grupos son más robustas en la medida en que el sesgo de reporte sea similar entre ellos. La segunda es la restricción a las personas usuarias, con la selección documentada en el artículo anterior. La tercera es la ausencia de medición de la disponibilidad efectiva de conexión a nivel de localidad, pues el ámbito de residencia funciona aquí como aproximación gruesa de esa disponibilidad y la interpretación del efecto sobre la frecuencia semanal descansa sobre esa aproximación; un levantamiento real ganaría sustantivamente incorporando un indicador directo de intermitencia de la conexión.

Conclusiones

El tiempo de juego en esta población se distribuye como un conteo fuertemente sobredisperso, con una razón entre varianza y media superior a 46, lo que exige una especificación binomial negativa y descarta tanto el modelo de Poisson como el tratamiento por mínimos cuadrados. La diferencia de ajuste entre especificaciones supera las dieciséis mil unidades de criterio de información. El tiempo se concentra de manera pronunciada: el coeficiente de Gini alcanza 0.43 y el quintil superior de personas usuarias acumula casi la mitad de los minutos. Intensidad y frecuencia responden a mecanismos distintos. La tenencia de dispositivo propio multiplica por 1.61 los minutos diarios pero no altera el número de días de juego; el ámbito urbano multiplica por 1.16 los días de juego pero no altera la duración de las sesiones. Modelar la dedicación semanal agregada confunde ambos mecanismos. Ni los motivos declarados, ni la mediación parental, ni el horario predominante, ni la modalidad de juego contribuyen a explicar la dedicación una

vez consideradas las condiciones materiales. En este contexto, el tiempo de juego se explica mejor por lo que se puede hacer que por lo que se quiere hacer.

Referencias

- Cameron, A. C., y Trivedi, P. K. (2013). *Regression analysis of count data* (2.^a ed.). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9781139013567>
- 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>
- Hilbe, J. M. (2011). *Negative binomial regression* (2.^a ed.). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511973420>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2021). *Censo de Población y Vivienda 2020. Principales resultados por municipio, Chiapas*. INEGI.
- Kish, L. (1965). *Survey sampling*. Wiley.
- 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>
- 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*, 3(11), 1535-1547. <https://doi.org/10.1038/s41562-021-01117-5>
- Scharkow, M. (2016). The accuracy of self-reported internet use: A validation study using client log data. *Communication Methods and Measures*, 10(1), 13-27. <https://doi.org/10.1080/19312458.2015.1118446>
- 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>
- van Deursen, A. J. A. M., y van Dijk, J. A. G. M. (2019). The first-level digital divide shifts from inequalities in physical access to inequalities in material access. *New Media & Society*, 21(2), 354-375. <https://doi.org/10.1177/1461444818797082>