

ARTÍCULO ORIGINAL

El dispositivo como umbral: condiciones materiales de acceso y uso de plataformas de juego en línea en adolescentes de Motozintla y Frontera Comalapa

Iris Alfonso Albores¹

¹ Universidad Nacional Rosario Castellanos, Ciudad de México, México

Recibido: 5 de febrero de 2026 / Aceptado: 27 de mayo de 2026

Publicado en línea: 24 de junio de 2026

© La autora 2026

Resumen

La investigación sobre uso adolescente de plataformas de juego en línea se ha construido mayoritariamente sobre poblaciones con acceso individual garantizado, de modo que sus modelos explicativos privilegian variables psicológicas y sociodemográficas por encima de las condiciones materiales (Scheerder et al., 2017). Este artículo somete a prueba esa jerarquía en un contexto de conectividad precaria. Se analizan 960 casos de Motozintla y Frontera Comalapa, los dos municipios de mayor concentración urbana de la región Sierra Mariscal y Frontera Comalapa, distribuidos en 32 planteles escolares. Mediante regresión logística con errores estándar robustos por conglomerado se estimó la contribución de tres bloques de predictores -sociodemográficos, capital del hogar y acceso material- a la probabilidad de usar la plataforma. La prevalencia de uso alcanza 64.4 %. La tenencia de dispositivo propio resulta el único predictor con asociación robusta: razón de momios de 2.65 (IC 95 % [1.97, 3.57]), equivalente a una diferencia de 21.5 puntos porcentuales en la prevalencia bruta. Ni el ámbito urbano, ni la vía de conexión, ni la edad, el sexo, la condición de hablante de mam, el nivel socioeconómico o la recepción de remesas alcanzan significación una vez controlada la tenencia. El bloque de acceso material multiplica por nueve el ajuste del modelo respecto de los dos bloques previos. Un segundo modelo, con la tenencia como desenlace, muestra que esta se predice por ámbito urbano y edad. Se concluye que el dispositivo funciona como umbral: no modula la intensidad del uso, sino que determina el ingreso al fenómeno, y que el gradiente urbano-rural opera a través de él y no de manera independiente, en la dirección que anticipa la reformulación de la primera brecha digital de van Deursen y van Dijk (2019).

Palabras clave brecha digital; acceso material; adolescencia; plataformas de juego en línea; regresión logística; Chiapas

Abstract

Research on adolescents' use of online gaming platforms has largely been built on populations with guaranteed individual access, so explanatory models tend to privilege psychological and sociodemographic variables over material conditions. This article tests that hierarchy in a context of precarious connectivity. We analyze 960 adolescents from Motozintla and Frontera Comalapa, the two municipalities with the greatest urban concentration in the Sierra Mariscal and Frontera Comalapa region, distributed across 32 schools. Logistic regression models with cluster-robust standard errors estimated the contribution of three blocks of predictors - sociodemographic characteristics, household capital, and material access - to the probability of platform use. Prevalence reached 64.4 %. Ownership of a personal device was the only robust predictor (OR = 2.65, 95 % CI [1.97, 3.57]), equivalent to a crude prevalence difference of 21.5 percentage points. Urban residence, connection route, age, sex, Mam language status, socioeconomic level, and remittances were not significant after controlling for device ownership. The material-access block increased model fit ninefold relative to the preceding blocks. A second model showed that device ownership was predicted by urban residence and age. The findings support the interpretation of the device as an access threshold rather than an intensity gradient.

Keywords digital divide; material access; adolescence; online gaming platforms; logistic regression; Chiapas

Introducción

Cuando la investigación internacional pregunta por qué unos adolescentes usan más una plataforma de juego que otros, formula la pregunta en términos de disposiciones: motivos de juego, rasgos de personalidad, mediación familiar, presión de pares, sintomatología emocional. Esa formulación descansa sobre un supuesto que casi nunca se enuncia porque en el contexto donde se produce la evidencia resulta trivialmente verdadero, a saber, que todos los adolescentes considerados pueden acceder a la plataforma cuando lo desean. El acceso no aparece en los modelos porque no varía. La revisión sistemática de Scheerder et al. (2017) sobre determinantes de la brecha digital documenta ese desplazamiento con precisión: de los cientos de determinantes identificados en la literatura, la abrumadora mayoría corresponde al segundo nivel de la brecha –habilidades y tipos de uso– mientras que el primer nivel, el del acceso, se considera resuelto y el tercero, el de los resultados tangibles, permanece subexplorado. En cuanto ese supuesto se levanta, la arquitectura explicativa se reordena. Si una proporción sustantiva de la población depende de un teléfono compartido, de la disponibilidad de saldo en una tarjeta de prepago o del horario de un establecimiento comercial, entonces la variación en el uso ya no expresa primordialmente diferencias de disposición sino de posibilidad, y preguntar por los motivos de quien no puede jugar constituye una operación mal planteada. Este artículo examina esa reordenación en el contexto de dos municipios chiapanecos, y la pregunta que organiza el análisis no es cuánto juegan los adolescentes ni por qué, sino qué determina que jueguen o no, y en qué medida las condiciones materiales de acceso desplazan a las variables individuales en la explicación de esa diferencia. La literatura sobre desigualdad digital ha transitado por tres formulaciones sucesivas cuyo orden conviene recuperar porque cada una responde a una pregunta distinta. La primera, dominante durante los años noventa, entendía la brecha como diferencia binaria de conexión entre hogares conectados y no conectados. La segunda, articulada a partir de la masificación del acceso en países de renta alta, desplazó la atención hacia las diferencias de uso una vez garantizada la conexión: qué se hace con ella, con qué competencias y con qué provecho (van Deursen y van Dijk, 2014). La tercera, más reciente, se ocupa de los resultados diferenciales que la misma actividad produce según el capital social y cultural de quien la realiza (Robinson et al., 2015; van Deursen y Helsper, 2015). Esa progresión se presenta habitualmente como una superación: se supone que el problema del acceso quedó atrás y que la investigación pertinente es la de los niveles segundo y tercero. El contexto que estudia este artículo obliga a matizar esa lectura, y no

por razones de rezago sino de definición. La reformulación de van Deursen y van Dijk (2019) resulta aquí decisiva: sostienen que la primera brecha digital no se cerró con la masificación de la conexión sino que se desplazó desde el acceso físico hacia el acceso material, entendido como la diversidad de dispositivos disponibles, las oportunidades que cada dispositivo habilita y los gastos recurrentes necesarios para sostener el equipo, el software y las suscripciones. Su estudio, realizado sobre una muestra representativa de la población neerlandesa, muestra que incluso en uno de los países más ricos y tecnológicamente avanzados del mundo esa desigualdad material persiste y condiciona las habilidades, los usos y los resultados. Si eso ocurre en los Países Bajos, la pregunta por su magnitud en la Sierra Mariscal chiapaneca no requiere justificación adicional. La consecuencia práctica de adoptar esa formulación es que el indicador relevante deja de ser la conexión del hogar y pasa a ser la disponibilidad individual del aparato. Un hogar con un solo teléfono compartido entre cinco personas y otro con un teléfono por persona figuran ambos como conectados en las estadísticas oficiales, pese a que las posibilidades de uso que ofrecen a un adolescente resultan incomparables en disponibilidad temporal, en privacidad, en continuidad de sesión y en capacidad de decisión sobre lo que se hace. Esta observación tiene además una implicación sobre los instrumentos estadísticos disponibles para el diseño de política pública que conviene anticipar: un indicador construido sobre la pregunta de si la persona usó internet en los últimos tres meses registra como equivalentes al adolescente con teléfono propio y al que usa media hora el teléfono de su madre, de modo que para efectos de la mayor parte de las políticas de inclusión digital ambos figuran como incluidos. Conviene precisar en qué se distingue el objeto de este artículo respecto del videojuego convencional sobre el que se construyó la mayor parte de la evidencia disponible, porque de esa distinción depende qué predicciones cabe trasladar. Roblox no es un juego sino un entorno que aloja experiencias creadas por terceros, accesibles desde un cliente común y una cuenta única, y esa arquitectura tiene cuatro consecuencias relevantes para el análisis del acceso. La primera es que la variedad del catálogo resulta tal que la plataforma no se dirige a un perfil de jugador definido, lo que atenúa la segregación por sexo característica de géneros específicos. La segunda es que la progresión y la economía interna operan por acumulación, de modo que la interrupción prolongada tiene costos que no existen en un juego de sesiones independientes. La tercera es que la sociabilidad es sincrónica: jugar con personas conocidas exige coincidencia temporal, lo que penaliza a quien depende de un dispositivo compartido cuya disponibilidad no controla. La cuarta es que el

cliente resulta relativamente exigente en cómputo y en consumo de datos, de manera que la calidad del dispositivo importa más que en aplicaciones de mensajería o de video. Las cuatro consecuencias apuntan en la misma dirección: si existe un contexto donde cabe esperar que la disponibilidad individual de dispositivo condicione la incorporación antes que meramente modularla, es precisamente el de una plataforma persistente, sincrónica y acumulativa. De ahí se deriva la hipótesis central del artículo, que el acceso material opera como umbral discreto y no como gradiente continuo: existiría una condición mínima por debajo de la cual la incorporación resulta improbable, y por encima de la cual la variación en la intensidad responde a otros factores. La distinción entre umbral y gradiente que este artículo somete a prueba merece una formulación más precisa, porque de ella depende el diseño analítico. Bajo un modelo de gradiente, el acceso material sería una variable continua cuya intensidad se traduce proporcionalmente en intensidad de uso: quien dispone de mejores condiciones jugaría más, y quien dispone de peores condiciones jugaría menos, sin que exista discontinuidad alguna en esa relación. Bajo un modelo de umbral, en cambio, existiría un punto de la distribución de condiciones materiales por debajo del cual la incorporación resulta improbable con relativa independencia de cuán cerca se esté de ese punto, y por encima del cual las condiciones materiales dejan de discriminar y son otros factores los que gobiernan la variación. Ambos modelos generan predicciones distinguibles: el primero predice que las condiciones materiales explicarán tanto la probabilidad de ser usuario como la cantidad de uso entre quienes lo son; el segundo predice que las explicarán fuertemente en el primer caso y débilmente en el segundo. El artículo contrasta ambas predicciones examinando el mismo predictor sobre los dos desenlaces, y el resultado de ese contraste orienta la lectura de los tres capítulos restantes. Conviene añadir una consideración sobre por qué la distinción importa más allá de lo analítico. Si el acceso opera como gradiente, entonces cualquier mejora marginal de las condiciones materiales produce una mejora marginal de la participación, y las políticas incrementales tienen sentido. Si opera como umbral, las mejoras que no alcanzan a cruzarlo no producen efecto alguno, y una política que distribuya recursos de manera difusa –más ancho de banda, más puntos de acceso comunitario, más horas de laboratorio escolar– puede resultar enteramente ineficaz para la población que se encuentra por debajo del umbral, mientras beneficia a quienes ya lo cruzaron. La discusión sobre inclusión digital ha sido en buena medida una discusión sobre gradientes, y la formulación de acceso material de van Deursen y van Dijk (2019) invita

a reconsiderarla. Tres líneas de investigación permiten formular expectativas contrastables sobre este contexto, y conviene señalar que ninguna de ellas fue construida sobre poblaciones comparables. La primera es la literatura sobre acceso material ya descrita, que predice que la tenencia individual debería resultar más discriminante que cualquier indicador agregado de conexión del hogar (van Deursen y van Dijk, 2019). La segunda es la investigación sobre uso adolescente de videojuegos, que documenta de manera consistente diferencias por sexo, con mayor prevalencia e intensidad entre varones, y una asociación negativa entre edad y uso de plataformas orientadas a públicos infantiles; el metaanálisis de prevalencia de Stevens et al. (2021) reporta, por ejemplo, estimaciones sistemáticamente superiores en muestras masculinas. Esta línea predice efectos de sexo y edad que el presente capítulo somete a prueba. La tercera es la literatura sobre mediación parental, que distingue entre estrategias activas –conversación, acompañamiento, explicación– y restrictivas –límites de tiempo, prohibiciones, supervisión– y documenta que la escolaridad de la madre se asocia positivamente con la intensidad de ambas (Nielsen et al., 2019). En la medida en que la mediación restrictiva reduzca efectivamente el uso, esta línea predice una asociación negativa entre escolaridad materna y prevalencia, que competiría con la asociación positiva esperable por capital cultural y disponibilidad de recursos. La coexistencia de estas tres expectativas, algunas de ellas contrapuestas, es lo que justifica un diseño por bloques que permita observar cómo se reordenan las asociaciones conforme se introducen sucesivamente los distintos tipos de predictores. La elección de Motozintla y Frontera Comalapa como escenario responde a dos consideraciones. La primera es que se trata de los municipios más poblados de las dos regiones estudiadas, que concentran entre ambos casi la mitad del universo adolescente y presentan la mayor infraestructura urbana, comercial y educativa (Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI], 2021). Esa condición los convierte en el escenario más exigente posible para la hipótesis del acceso material: si la tenencia de dispositivo resulta determinante incluso donde la infraestructura es comparativamente mejor, cabe esperar que su peso sea mayor en los municipios de la sierra alta que abordan los análisis siguientes. La segunda es que ambos municipios presentan una composición interna mixta, con cabeceras de perfil urbano y un conjunto amplio de localidades dispersas, y esa heterogeneidad permite separar analíticamente dos cosas que en municipios homogéneos aparecen confundidas: el efecto del ámbito de residencia y el efecto de las condiciones materiales del hogar. Si el gradiente urbano-rural documentado en el estudio introductorio se explica por diferencias

de infraestructura territorial, debería persistir al controlar por tenencia de dispositivo; si se explica por la distribución desigual de dispositivos entre territorios, debería desvanecerse. Esta comparación constituye una prueba directa de la formulación de van Deursen y van Dijk (2019) frente a la interpretación infraestructural convencional. Una consideración metodológica adicional atraviesa el artículo y conviene anticiparla porque condiciona la interpretación de todos sus resultados. El muestreo por conglomerados escolares genera correlación intraclase, dado que los alumnos de un mismo plantel comparten condiciones de conectividad, composición socioeconómica y clima escolar. Kish (1965) formalizó las consecuencias de esa dependencia mediante el concepto de efecto de diseño, que cuantifica cuánto se infla la varianza de un estimador respecto de la que tendría bajo muestreo aleatorio simple. Ignorar la agrupación produce errores estándar subestimados y, en consecuencia, un exceso de asociaciones declaradas significativas. Este artículo aplica en todos sus modelos errores estándar robustos agrupados por plantel, y examina además de manera explícita cuánto modifica esa corrección la inferencia sobre cada predictor; análisis cuyo resultado tiene alcance que excede a estos datos y concierne a buena parte de la investigación educativa que trabaja con muestras escolares. Conviene reconocer, por último, una limitación conceptual del diseño. La evidencia latinoamericana sobre estas cuestiones es escasa y heterogénea en calidad: 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 y sus resultados no son directamente comparables entre sí. Esa escasez implica que las expectativas formuladas en este artículo proceden en su totalidad de literatura producida en otros contextos, y que su contraste aquí tiene por fuerza carácter exploratorio. No se dispone de un antecedente regional con el cual comparar magnitudes, y esa ausencia constituye en sí misma parte de la justificación del estudio. Conviene detenerse en el estatuto conceptual del acceso material, porque su formulación no es evidente y ha sido objeto de precisión reciente. La teoría de recursos y apropiación de van Dijk, sobre la que se apoyan tanto la revisión de Scheerder et al. (2017) como el estudio de van Deursen y van Dijk (2019), sostiene que las desigualdades categoriales de una sociedad producen una distribución desigual de recursos, y que esa distribución desigual de recursos causa a su vez un acceso desigual a internet. El acceso no se concibe entonces como un estado binario sino como un proceso de apropiación que comienza con las actitudes generales hacia la tecnología y avan-

za hacia el acceso físico y material, influido por el contexto social y tecnológico del uso. Dentro de ese proceso, las desigualdades personales –edad, sexo– y las posicionales –ocupación, escolaridad, tamaño del hogar– producen dotaciones de recursos distintas. La aportación específica de la reformulación de 2019 consiste en mostrar empíricamente que el componente material de esa apropiación, entendido como diversidad de dispositivos, periféricos, oportunidades asociadas a cada dispositivo y gastos recurrentes de mantenimiento, sigue explicando desigualdades en habilidades, usos y resultados aun cuando el acceso físico esté saturado. Para el presente capítulo esa precisión resulta operativa: obliga a medir el acceso mediante la propiedad y el control del aparato antes que mediante la conexión declarada del hogar, y explica por qué un indicador de conectividad puede resultar plano mientras un indicador de tenencia discrimina fuertemente. Un segundo elemento conceptual merece atención, y concierne a la relación entre acceso y sociabilidad. La investigación sobre uso infantil de internet en Europa ha documentado que las prácticas digitales adolescentes se organizan en buena medida por contagio local: se usa lo que usan los pares, y la incorporación a una plataforma tiene un componente colectivo que ninguna variable individual captura por completo (Livingstone et al., 2018; Smahel et al., 2020). Esa observación resulta pertinente aquí por dos razones. La primera es que anticipa la existencia de variación entre planteles que el análisis deberá tratar explícitamente, tanto en la especificación de los errores estándar como en la interpretación de los resultados. La segunda es que introduce una posible explicación alternativa para los casos que el modelo material no cubra: un plantel puede presentar alta tenencia de dispositivo y baja prevalencia de uso si en él no se produjo la masa crítica inicial que hace atractiva la incorporación, y viceversa. El artículo examina esa posibilidad de manera descriptiva mediante el análisis de los planteles extremos, sin poder resolverla, puesto que el instrumento no recoge información sobre redes de pares. Finalmente, conviene situar el problema en relación con la evidencia estadística nacional disponible, porque de esa relación depende buena parte de la relevancia práctica del artículo. Las encuestas oficiales sobre disponibilidad y uso de tecnologías de la información construyen sus indicadores principales sobre la pregunta de si la persona utilizó internet en un periodo de referencia, y reportan para México proporciones de usuarios adolescentes cercanas a la universalidad en zonas urbanas y sensiblemente menores en zonas rurales, con Chiapas figurando de manera consistente entre las entidades de menor penetración. Ese diseño de indicador mide precisamente la variable que este artículo encuentra poco

discriminante –el hecho de conectarse– y no la que sí lo es –la propiedad del dispositivo desde el que se conecta–. La consecuencia es que el instrumento estadístico con el que se diseña la política de inclusión digital resulta insensible a la dimensión de la desigualdad que, al menos para esta población y este desenlace, aparece como determinante. Documentar esa insensibilidad, y proponer un indicador alternativo, constituye una de las contribuciones que este artículo se propone. Una precisión terminológica cierra este planteamiento. A lo largo del artículo se emplea la expresión tenencia de dispositivo propio para designar la disponibilidad individual y no negociada de un teléfono inteligente, con o sin computadora adicional. La formulación intenta capturar tres atributos que la literatura sobre acceso material señala como distintos: la propiedad, es decir, que el aparato pertenece al adolescente y no a otro miembro del hogar; la disponibilidad, esto es, que puede usarlo cuando lo decide y no cuando otro se lo concede; y el control, entendido como la capacidad de decidir qué se hace con él sin supervisión inmediata. Los tres atributos suelen coincidir en la práctica y el instrumento no los distingue, lo cual constituye una simplificación cuya consecuencia conviene reconocer: un adolescente con teléfono propio sujeto a supervisión estrecha y otro con teléfono propio sin supervisión alguna quedan clasificados en la misma categoría, pese a que sus condiciones de uso difieren. Esa distinción se recupera parcialmente en el tercer capítulo mediante las escalas de mediación parental, pero no forma parte de la operacionalización del acceso en el presente. El artículo se organiza en torno a cuatro preguntas. La primera indaga cuál es la prevalencia de uso en los dos municipios y cómo se distribuye según las condiciones materiales de acceso. La segunda examina qué contribución relativa aportan los bloques sociodemográfico, de capital del hogar y de acceso material a la explicación del uso. La tercera pregunta si, una vez controladas las condiciones materiales, persiste algún efecto independiente del ámbito de residencia, del sexo, de la edad o de la condición lingüística. La cuarta se ocupa de qué determina, a su vez, la tenencia de dispositivo propio. Las hipótesis derivadas son tres: que la tenencia de dispositivo propio presentará la asociación más fuerte con el uso, superando a las variables individuales; que el efecto del ámbito urbano se reducirá sustantivamente al introducir el bloque de acceso material, lo que indicaría mediación; y que la tenencia de dispositivo se distribuirá según edad y ámbito, configurando un mecanismo de desigualdad en dos etapas en el que el territorio y la edad determinan quién tiene dispositivo, y el dispositivo determina quién usa la plataforma.

Método

El artículo emplea el diseño general descrito en el estudio introductorio: encuesta transversal con muestreo probabilístico bietápico estratificado por conglomerados escolares, con afijación por raíz cuadrada del universo municipal (Kish, 1965). El alcance es descriptivo-correlacional y, dada la simultaneidad de medición de predictores y desenlace, ninguna asociación documentada autoriza interpretación causal. La submuestra analizada comprende 960 adolescentes de 12 a 17 años: 476 de Motozintla y 484 de Frontera Comalapa, distribuidos en 32 planteles escolares de educación secundaria y media superior. El universo del que proceden asciende a 19 800 adolescentes, 50.0 % del universo regional total (INEGI, 2021). La precisión resultante es de ± 5.2 % en Motozintla y ± 5.1 % en Frontera Comalapa, ambas con 95 % de confianza y corrección por efecto de diseño. La Tabla 1 presenta el perfil comparado de ambas submuestras, que resultan notablemente similares en composición: la edad media coincide en 14.5 y 14.6 años, la proporción de mujeres es prácticamente idéntica, y las diferencias en condición de hablante de mam, escolaridad materna y recepción de remesas no superan los cuatro puntos porcentuales.

Los dos grupos tienen tamaños, edades y composición por sexo muy próximos, lo que facilita su comparación descriptiva. Esa semejanza no se extiende a todas las condiciones: la presencia urbana es de 50.6 % en Motozintla y 38.4 % en Frontera Comalapa. Sin embargo, el uso difiere solo 1.1 puntos. El contraste sugiere que la composición territorial y la participación no se corresponden de forma mecánica. Conviene conservar ambas dimensiones en el análisis, en lugar de tomar la similitud del porcentaje de uso como prueba de que las condiciones de acceso son idénticas.

La diferencia de mayor magnitud está en el ámbito de residencia, con 50.6 % de la submuestra de Motozintla en localidad de perfil urbano frente a 38.4 % en Frontera Comalapa. El desenlace principal es dicotómico: declarar que se juega o se ha jugado Roblox, recogido en el reactivo de filtro del instrumento. Los predictores se organizaron en tres bloques teóricamente ordenados. El bloque sociodemográfico incluye edad, centrada en 14.5 años para que el intercepto resulte interpretable, y sexo, además del municipio como variable de control con Frontera Comalapa como categoría de referencia. El bloque de capital del hogar comprende la condición de hablante de mam, la escolaridad materna dicotomizada en secundaria o más frente a primaria o menos, un indicador socioeconómico construido a partir del inventario de bienes del hogar y dicotomizado en nivel bajo frente a medio-bajo o medio, y la recepción de remesas. El bloque de ac-

Cuadro 1. Perfil comparado de las submuestras municipales

Característica	Motozintla	Frontera Comalapa	Conjunto
Universo de 12 a 17 años	10 221	9 579	19 800
Registros analizados	476	484	960
Planteles	16	16	32
Edad media (años)	14.5	14.6	14.5
Mujeres (%)	48.9	49.2	49.1
Ámbito urbano (%)	50.6	38.4	44.5
Nivel secundaria (%)	53.8	48.1	50.9
Hablante de mam (%)	25.2	28.3	26.8
Escolaridad materna media superior o más (%)	16.4	14.7	15.5
Nivel socioeconómico bajo (%)	41.4	47.1	44.3
Hogar con remesa (%)	25.8	29.5	27.7
Dispositivo propio (%)	57.4	55.0	56.2
Wifi en el hogar (%)	33.2	29.3	31.2
Horas diarias de conexión (media)	3.0	3.0	3.0
Prevalencia de uso (%)	64.9	63.8	64.4

Nota. El universo procede del Censo de Población y Vivienda 2020 (INEGI, 2021). Dispositivo propio agrupa teléfono inteligente propio, con o sin computadora adicional.

ceso material incorpora la tenencia de dispositivo propio, definida como disponer de teléfono inteligente propio con o sin computadora adicional, y dos indicadores de vía de conexión –wifi doméstico y establecimiento comercial– contrastados frente a la categoría de referencia de datos móviles de prepago y wifi compartido de terceros; se incluyó también el ámbito de residencia en este bloque, por tratarse de una condición material de contexto. El desenlace del modelo secundario es la tenencia de dispositivo propio, modelada sobre los bloques sociodemográfico y de capital del hogar. El instrumento se aplica en modalidad grupal dentro del aula, con encuestadores externos al plantel y en ausencia del docente titular del grupo. Esta última condición no constituye un detalle logístico: la presencia del docente durante la aplicación introduce un sesgo de deseabilidad documentado en la investigación sobre autorreporte adolescente en contextos escolares, particularmente en reactivos referidos a conductas potencialmente sancionables. El orden de las secciones sitúa las preguntas sociodemográficas al inicio, las de acceso y conectividad a continuación, y el filtro de uso en la posición decimoquinta, de modo que quienes no usan la plataforma hayan respondido ya la totalidad de las preguntas sobre condiciones materiales antes de ser derivados a las secciones finales. La comparación entre usuarios y no usuarios en las variables de acceso se realiza así sobre información completa en ambos grupos. Los modelos se estimaron sobre casos completos. La proporción de datos ausentes en las variables del modelo es marginal, dado que todas ellas proceden de reactivos de respuesta cerrada situados antes del filtro. La única variable con ausencia potencialmente relevante es la escolaridad materna, que incorpora una opción explícita de desconocimiento; los casos correspondientes se asignaron a la categoría de referencia, decisión conservadora que atenúa cualquier asociación estimada para esa variable. Se estimaron modelos de regresión logística con

errores estándar robustos agrupados por plantel escolar; especificación que corrige la subestimación de la varianza derivada de la correlación intraclase inherente al muestreo por conglomerados (Kish, 1965). Los modelos se construyeron por bloques sucesivos, evaluando la ganancia de ajuste mediante el pseudo R^2 de McFadden y el criterio de información de Akaike. Los resultados se reportan como razones de momios con intervalos de confianza al 95 %. Las prevalencias bivariadas se acompañan de intervalos corregidos por un efecto de diseño de 1.4, y las probabilidades ajustadas se calcularon fijando el resto de los predictores en su media muestral. Para examinar la robustez del resultado principal se planificaron tres análisis complementarios: la estimación separada del modelo en cada municipio, la comparación de los errores estándar robustos con los que arrojaría una especificación de muestreo aleatorio simple, y la estimación de cuatro modelos con términos de interacción entre la tenencia de dispositivo y las restantes variables.

Resultados

La prevalencia de uso en el conjunto de los dos municipios es de 64.4 %, con una diferencia inapreciable entre ellos: 64.9 % en Motozintla y 63.8 % en Frontera Comalapa. Esa cifra excede en más de nueve puntos la prevalencia regional de 55.1 % documentada en el estudio introductorio, lo cual resulta coherente con la mayor urbanización de ambos municipios. La tenencia de dispositivo propio alcanza 56.2 % en el conjunto, sin diferencia relevante entre municipios. La vía de conexión predominante son los datos móviles de prepago, con 37.6 %, seguidos del wifi doméstico con 31.2 %, el establecimiento comercial con 18.1 % y el wifi compartido de vecinos o familiares con 13.0 %. El panel a de la Figura 1 desagrega esta distribución por municipio y muestra que Frontera Comalapa depende algo más de los datos móviles, con 40.7 % frente a 34.5 % en Motozintla, mientras que Motozintla presenta mayor

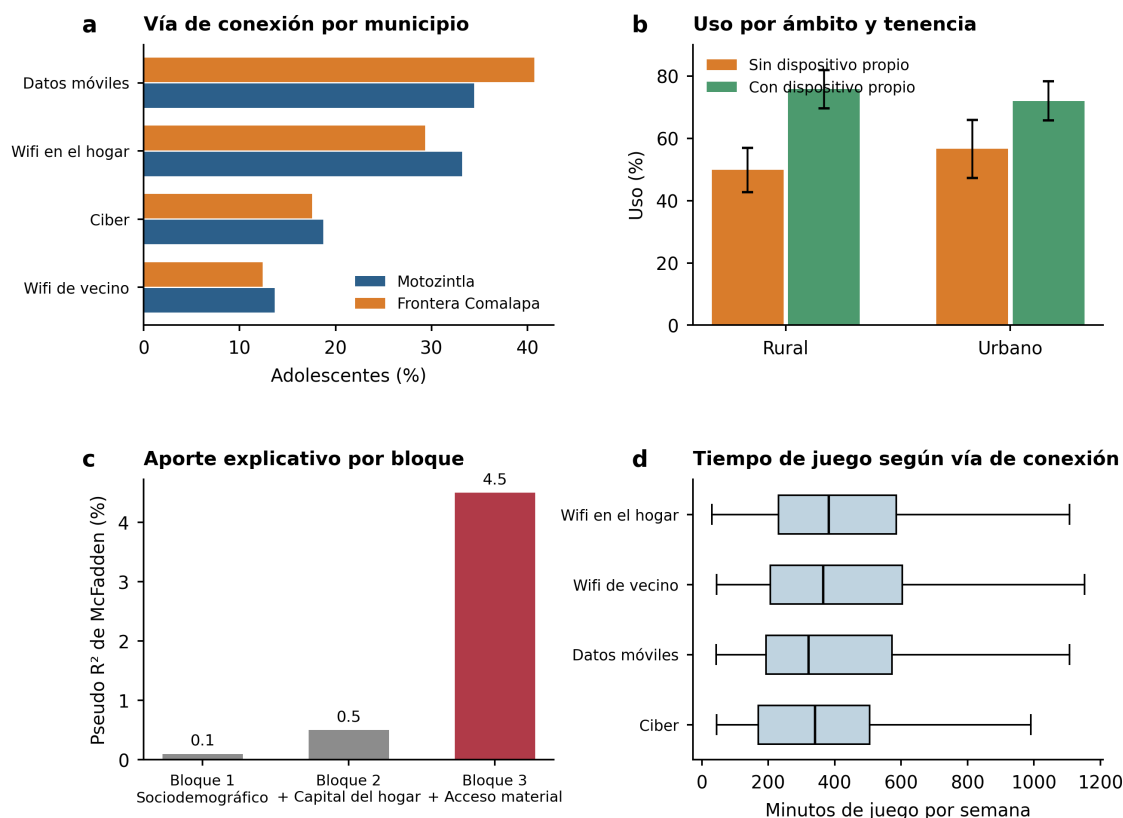


Figura 1. Condiciones de conexión, tenencia e intensidad de uso. *Nota.* (a) Vía de conexión predominante por municipio. (b) Prevalencia de uso según el cruce de ámbito de residencia y tenencia de dispositivo, con intervalos de confianza al 95 %. (c) Pseudo R^2 de McFadden alcanzado por cada bloque sucesivo de predictores. (d) Distribución de los minutos semanales de juego según vía de conexión, entre las personas usuarias.

penetración de wifi doméstico, con 33.2 % frente a 29.3 %.

La vía de conexión y la tenencia no describen el mismo recurso. El primer panel identifica por dónde se accede; el segundo permite examinar si disponer de un equipo propio separa porcentajes aun dentro de un mismo ámbito. La ganancia de ajuste por bloques muestra cuánto añade cada conjunto de variables, sin confundir ese aumento con el tamaño de un efecto individual. El panel de tiempo se restringe, a su vez, a las personas usuarias: compara intensidad una vez que el acceso ya ocurrió. Esta diferencia de denominadores es central. Una modalidad puede acompañar mayor participación sin asociarse del mismo modo con la duración del juego entre quienes participan.

La Tabla 2 presenta la prevalencia de uso desagregada por las principales condiciones de acceso, con intervalos de confianza corregidos por diseño, y el patrón es inequívoco.

La comparación más consistente debe considerar simultáneamente tamaño de grupo, porcentaje e intervalo. Las categorías de teléfono propio reúnen más registros y ofrecen mayor precisión que consola o televisión inteligente, cuyo margen es de ± 24.3

puntos. Por ello, el orden de los porcentajes no constituye por sí mismo una clasificación firme entre todas las modalidades. Además, equipo y conectividad corresponden a agrupaciones diferentes: sus filas no forman una sola distribución que deba sumar cien. La ventaja asociada al acceso individual resulta analíticamente relevante, pero requiere el modelo ajustado para distinguirla de las características del hogar y de la residencia. Las dos categorías de dispositivo que implican tenencia individual encabezan la tabla: 78.1 % entre quienes disponen de teléfono propio y computadora, y 73.3 % entre quienes disponen únicamente de teléfono propio. Todas las modalidades de acceso compartido o comercial se sitúan entre 40.9 % y 54.8 %, con intervalos que no se traslapan con los de la tenencia individual. Agrupando las categorías, la prevalencia es de 73.8 % entre quienes tienen dispositivo propio y de 52.3 % entre quienes no lo tienen: una diferencia de 21.5 puntos porcentuales. El contraste con las demás variables resulta revelador. La vía de conexión, considerada aisladamente, no discrimina: las cuatro modalidades se sitúan entre 63.2 % y 67.2 %, con intervalos ampliamente traslapados. Tampoco lo hacen el nivel socioeconómico, cuyas tres categorías oscilan entre 62.8 % y 65.8 %, ni el ni-

Cuadro 2. Prevalencia de uso según condiciones de acceso y perfil del hogar

Condición	<i>n</i>	Uso (%)	IC 95 %
Teléfono propio y computadora	64	78.1	±12.0
Teléfono propio	475	73.3	±4.7
Establecimiento comercial	73	54.8	±13.5
Teléfono compartido con la familia	206	52.9	±8.1
Tableta del hogar	67	52.2	±14.2
Computadora del hogar	53	50.9	±15.9
Consola o televisión inteligente	22	40.9	±24.3
Wifi de vecino o familiar	125	67.2	±9.7
Wifi en el hogar	300	65.0	±6.4
Conexión por establecimiento comercial	174	63.8	±8.4
Datos móviles de prepago	361	63.2	±5.9
Nivel socioeconómico medio	152	65.8	±8.9
Nivel socioeconómico medio-bajo	383	65.5	±5.6
Nivel socioeconómico bajo	425	62.8	±5.4
Escolaridad materna: primaria completa	283	68.9	±6.4
Escolaridad materna: primaria incompleta	163	67.5	±8.5
Escolaridad materna: secundaria	260	62.3	±7.0
Escolaridad materna: media superior o más	149	60.4	±9.3
Escolaridad materna: sin escolaridad	105	58.1	±11.2
Ámbito urbano	427	66.5	±5.3
Ámbito rural	533	62.7	±4.9

Nota. Intervalos de confianza al 95 % con corrección por efecto de diseño de 1.4 (Kish, 1965).

vel escolar. Incluso el ámbito de residencia, que en el conjunto regional mostraba un gradiente de 12.4 puntos, aquí se reduce a 3.8 puntos –66.5 % urbano frente a 62.7 % rural– con intervalos que se traslapan por completo. La escolaridad materna presenta un patrón que merece señalarse porque contradice la expectativa de capital cultural: la prevalencia de uso es mayor entre hijos de madres con primaria completa, 68.9 %, que entre hijos de madres con media superior o más, 60.4 %, una diferencia de 8.5 puntos en dirección inversa a la esperada, aunque los intervalos se traslapan parcialmente. La Tabla 3 presenta los tres modelos anidados y el panel c de la Figura 1 sintetiza la ganancia de ajuste.

El cambio entre bloques permite localizar qué información mejora el modelo. Al incorporar acceso y conectividad, el criterio de Akaike disminuye de 1260.4 a 1218.3 y el pseudo R^2 aumenta de .005 a .045. La mejora coincide con la incorporación del dispositivo propio, cuya razón de momios es 2.65 y cuyo intervalo excluye uno. Ese valor expresa una relación entre momios, no que la probabilidad de uso se multiplique por 2.65. La magnitud relativamente reducida del pseudo R^2 recuerda, además, que identificar una asociación clara no equivale a explicar exhaustivamente las decisiones individuales de participación. El bloque sociodemográfico –edad, sexo y municipio– produce un pseudo R^2 de 0.001: prácticamente ninguna varianza del uso se explica por estas variables y el modelo resulta indistinguible del modelo nulo. El bloque de capital del hogar –condición lingüística, escolaridad materna, nivel socioeconómico y remesas– eleva el pseudo R^2 a 0.005 y empeora el criterio de Akaike, que pasa de 1257.5 a 1260.4, de modo que la ganancia informativa no compensa los cuatro parámetros adicionales. El bloque de acceso material eleva el pseudo R^2 a 0.045, nueve veces el valor del blo-

que previo, y reduce el criterio de Akaike a 1218.3, una mejora de 42 puntos. Es el único bloque que aporta capacidad explicativa apreciable. Conviene no exagerar la magnitud: un pseudo R^2 de 0.045 es modesto en términos absolutos y significa que la mayor parte de la variación en el uso permanece sin explicar por el conjunto de predictores considerados. Lo relevante no es la magnitud absoluta sino la distribución relativa, pues casi todo el poder explicativo disponible se concentra en un solo bloque y, dentro de ese bloque, en una sola variable. El panel a de la Figura 2 presenta las razones de momios del modelo completo con sus intervalos de confianza, y el resultado es de una nitidez poco frecuente: de once predictores, uno solo alcanza significación estadística. El gráfico de coeficientes resume la magnitud y precisión de las asociaciones ajustadas, pero la curva de probabilidades facilita su traducción a una escala de lectura más intuitiva. La separación entre quienes tienen equipo propio y quienes no lo tienen debe interpretarse manteniendo constantes los demás predictores del modelo. El orden de los planteles introduce un tercer nivel: muestra heterogeneidad que una comparación de promedios municipales puede ocultar. Sus extremos no identifican automáticamente escuelas con mejores o peores prácticas, porque también interviene la composición de sus registros. Así, los paneles distinguen asociación individual, predicción condicionada y variación escolar sin convertir ninguna de ellas en una explicación causal. La tenencia de dispositivo propio presenta una razón de momios de 2.65 (IC 95 % [1.97, 3.57], $p < .001$), de modo que, controlando por todo lo demás, la posibilidad de usar la plataforma se multiplica por más de dos y medio entre quienes disponen de dispositivo individual. Ninguna otra variable se aproxima. El ámbito urbano arroja una razón de 1.15 (IC 95 %

Cuadro 3. Modelos de regresión logística del uso de la plataforma, por bloques

Predictor	Bloque 1	Bloque 2	Bloque 3
Dispositivo propio	–	–	2.65 [1.97, 3.57]
Wifi en el hogar	–	–	1.06 [0.77, 1.47]
Establecimiento comercial	–	–	0.96 [0.70, 1.31]
Ámbito urbano	–	–	1.15 [0.69, 1.92]
Hablante de mam	–	1.19 [0.88, 1.61]	1.21 [0.89, 1.65]
Escolaridad materna secundaria o más	–	0.83 [0.65, 1.06]	0.80 [0.63, 1.02]
Nivel socioeconómico medio-bajo o medio	–	1.09 [0.80, 1.49]	1.04 [0.76, 1.43]
Hogar con remesa	–	1.14 [0.81, 1.61]	1.16 [0.82, 1.64]
Edad (por año)	0.96 [0.85, 1.09]	0.96 [0.84, 1.09]	0.93 [0.81, 1.07]
Sexo: mujer	0.94 [0.70, 1.27]	0.94 [0.70, 1.27]	0.95 [0.70, 1.28]
Motozintla	1.05 [0.65, 1.69]	1.03 [0.63, 1.68]	1.00 [0.61, 1.65]
Pseudo R^2 de McFadden	0.001	0.005	0.045
Criterio de Akaike	1257.5	1260.4	1218.3

Nota. $n = 960$; razones de momios con intervalos de confianza al 95 % entre corchetes, calculados con errores estándar robustos agrupados por plantel escolar (32 conglomerados). Categoría de referencia del municipio: Frontera Comalapa. El coeficiente en negritas alcanza $p < .001$.

[0.69, 1.92]), con un intervalo que contiene ampliamente la unidad. El wifi doméstico, 1.06 (IC 95 % [0.77, 1.47]), y el acceso por establecimiento comercial, 0.96 (IC 95 % [0.70, 1.31]), son indistinguibles de la referencia. La edad muestra una tendencia descendente de 0.93 por año (IC 95 % [0.81, 1.07]) que no alcanza significación, y el sexo no discrimina, con 0.95 (IC 95 % [0.70, 1.28]).

La condición de hablante de mam presenta una razón de 1.21 (IC 95 % [0.89, 1.65]), y el nivel socioeconómico, las remesas y el municipio de residencia son planos. La única variable que se aproxima al umbral convencional es la escolaridad materna, con 0.80 (IC 95 % [0.63, 1.02], $p = .071$), en la dirección negativa que ya sugería el análisis bivariado. El panel b de la Figura 2 traduce el modelo a probabilidades ajustadas: a los 12 años la probabilidad estimada es de 77.5 % con dispositivo propio y de 56.5 % sin él, y a los 17 de 70.7 % y 47.7 % respectivamente. Las dos curvas descienden en paralelo y la distancia se mantiene en torno a los veintiún puntos porcentuales a lo largo de todo el rango de edad, sin indicio de interacción.

El panel b de la Figura 1 desagrega la prevalencia de uso por el cruce de ámbito y tenencia, y la lectura por columnas es la que importa: dentro de cada categoría de tenencia, la diferencia entre ámbito urbano y rural es pequeña y sus intervalos se traslapan. Lo que difiere entre ámbitos no es la prevalencia de uso condicional a la tenencia, sino la distribución de la tenencia misma, con 64.4 % de los adolescentes urbanos disponiendo de dispositivo propio frente a 49.5 % de los rurales, casi quince puntos de diferencia. Este patrón es el que cabría esperar si el ámbito operase a través de la tenencia y no de manera independiente. La Tabla 4 presenta el modelo secundario, con la tenencia como desenlace, y dos predictores resultan robustos: el ámbito urbano, con una razón de momios de 1.48 (IC 95 % [1.15, 1.90], $p = .002$), y la edad, con 1.24 por año (IC 95 % [1.16, 1.34], $p < .001$), de modo que entre

los 12 y los 17 años la posibilidad de disponer de dispositivo propio se triplica.

La edad y la residencia urbana se relacionan con la tenencia aun considerando conjuntamente los predictores incluidos. La razón de momios de 1.24 corresponde a cada año adicional; la de 1.48 compara el ámbito urbano con su referencia. Esta especificación ayuda a comprender por qué la disponibilidad del equipo puede concentrar desigualdades previas al uso de la plataforma.

Los intervalos de los restantes predictores incluyen uno, de modo que sus estimaciones no ofrecen la misma claridad. Ello no demuestra ausencia de diferencias sociales: delimita lo que este modelo permite distinguir con su tamaño y su conjunto de variables. El sexo se aproxima al umbral, con 0.80 (IC 95 % [0.62, 1.03], $p = .086$), en dirección desfavorable a las mujeres, mientras que ni la escolaridad materna, ni el nivel socioeconómico, ni las remesas, ni el municipio alcanzan significación. La combinación de ambos modelos configura el mecanismo de dos etapas anticipado en las hipótesis: el territorio y la edad distribuyen los dispositivos, y el dispositivo abre o cierra la puerta de la plataforma. El panel c de la Figura 2 ordena los 32 planteles por prevalencia de uso y la dispersión resulta considerable: el plantel con menor prevalencia se sitúa en 13 % y el de mayor prevalencia en 92 %, un rango de casi ochenta puntos porcentuales. Buena parte de esa dispersión es atribuible al tamaño de las submuestras por plantel, como muestran los intervalos, pero la amplitud del rango excede lo que cabría esperar por error de muestreo únicamente. Los cuatro planteles con menor prevalencia registran valores de entre 13 % y 39 %; tres de ellos son rurales y en dos la proporción de adolescentes con dispositivo propio se sitúa por debajo de 40 %, pero el cuarto es un plantel urbano de media superior donde la tenencia alcanza 78 % y la prevalencia apenas 39 %, caso que la explicación material no cubre. Los cuatro planteles con mayor prevalencia registran valores

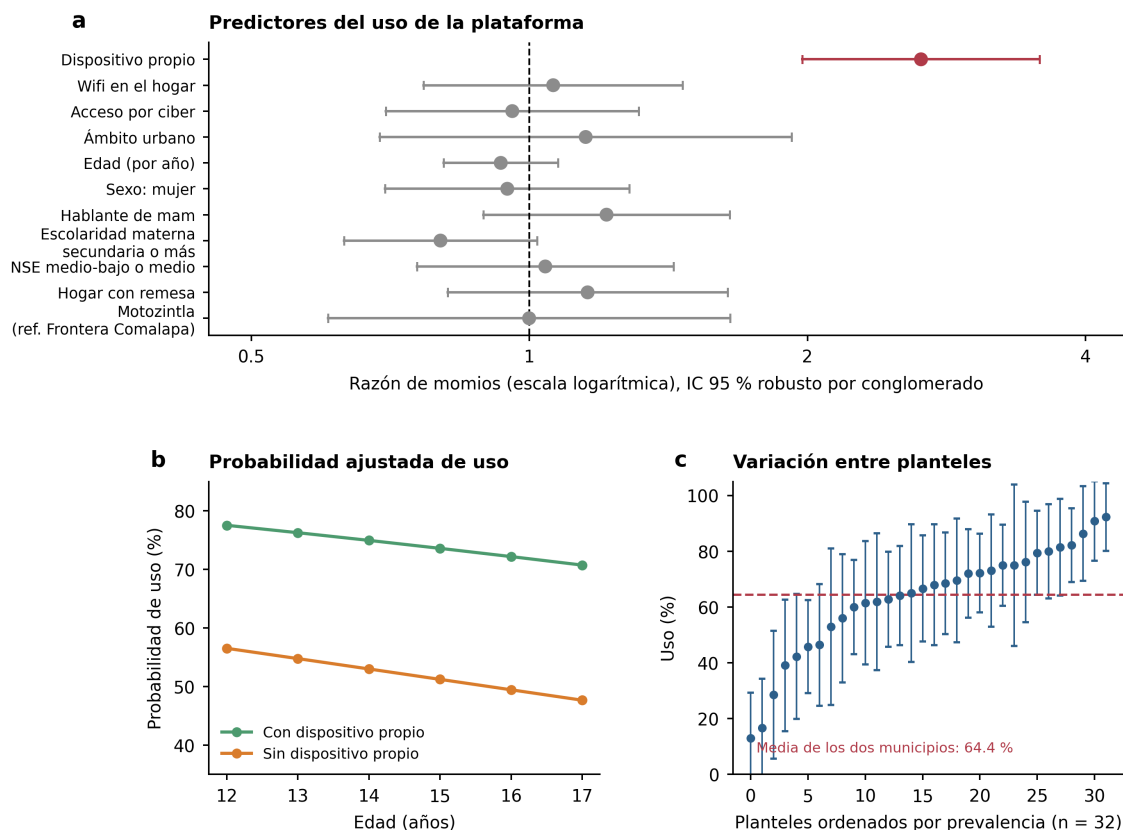


Figura 2. Predictores del uso de la plataforma en Motozintla y Frontera Comalapa. *Nota.* (a) Razones de momios del modelo logístico completo, en escala logarítmica, con intervalos de confianza al 95 % robustos por conglomerado escolar. (b) Probabilidad ajustada de uso por edad y tenencia de dispositivo. (c) Prevalencia de uso en los 32 planteles, ordenados de menor a mayor, con intervalos de confianza al 95 %.

de entre 82 % y 92 %, y uno de ellos combina 92 % de uso con apenas 62 % de tenencia individual. La correlación entre prevalencia de uso y proporción con dispositivo propio, calculada a nivel de plantel, es de 0.45: una asociación apreciable que deja fuera la mitad de la variación. Aunque la intensidad del uso corresponde al segundo capítulo, un resultado de este artículo la anticipa. El panel d de la Figura 1 presenta la distribución de minutos semanales de juego según la vía de conexión entre quienes usan la plataforma, y las cuatro distribuciones resultan muy semejantes, con medianas comprendidas entre 322 y 382 minutos y rangos intercuartílicos ampliamente traslapados. La diferencia por tenencia de dispositivo es algo mayor pero tampoco espectacular: mediana de 390 minutos semanales entre quienes tienen dispositivo propio frente a 278 entre quienes no lo tienen. El contraste con el análisis de la prevalencia resulta instructivo, pues la tenencia produce una diferencia de 21.5 puntos porcentuales en la probabilidad de ser usuario y solo de unos cien minutos semanales en la intensidad entre quienes ya lo son.

El diseño del instrumento, que sitúa el filtro después de las secciones de perfil y de acceso, permite

caracterizar a los 342 adolescentes que declaran no usar la plataforma con la misma profundidad que a los 618 que sí la usan, comparación que la Tabla 5 presenta y que resulta más informativa que el modelo mismo.

La tenencia individual presenta una separación de 23.2 puntos entre quienes usan y quienes no usan, muy superior a la diferencia de 0.9 puntos en wifi doméstico. El contraste refuerza la utilidad de distinguir equipo disponible de modalidad de conexión. En cambio, las diferencias de promedio escolar, soledad o actividad física corresponden a grupos que no fueron asignados aleatoriamente. No permiten atribuir un beneficio ni un perjuicio al juego. Su interés es caracterizar la selección que produce el filtro de uso y recordar que los análisis posteriores describen a quienes entraron a la plataforma, no al conjunto completo de adolescentes. Ambos grupos se parecen en casi todo: la edad media es idéntica en 14.6 años, la proporción de mujeres difiere en menos de tres puntos porcentuales, la residencia urbana en cuatro, y la condición de hablante de mam, la recepción de remesas y el nivel socioeconómico bajo presentan diferencias inferiores a los cuatro puntos en todos los casos. Las

Cuadro 4. Modelo de regresión logística de la tenencia de dispositivo propio

Predictor	RM	IC 95 %	<i>p</i>
Ámbito urbano	1.48	[1.15, 1.90]	.002
Edad (por año)	1.24	[1.16, 1.34]	< .001
Sexo: mujer	0.80	[0.62, 1.03]	.086
Escolaridad materna secundaria o más	0.90	[0.69, 1.17]	.428
Nivel socioeconómico medio-bajo o medio	1.18	[0.94, 1.48]	.144
Hogar con remesa	0.86	[0.66, 1.11]	.250
Motozintla	1.06	[0.81, 1.38]	.687

Nota. *n* = 960; RM = razón de momios; errores estándar robustos agrupados por plantel escolar (32 conglomerados).

Cuadro 5. Comparación entre quienes usan y quienes no usan la plataforma

Característica	No usan (<i>n</i> = 342)	Usan (<i>n</i> = 618)	Diferencia
Edad media (años)	14.6	14.6	0.0
Mujeres (%)	50.9	48.1	-2.8
Ámbito urbano (%)	41.8	46.0	4.2
Hablante de mam (%)	24.3	28.2	3.9
Escolaridad materna secundaria o más (%)	45.9	40.8	-5.1
Nivel socioeconómico bajo (%)	46.2	43.2	-3.0
Hogar con remesa (%)	26.6	28.3	1.7
Wifi en el hogar (%)	30.7	31.6	0.9
Establecimiento comercial (%)	18.4	18.0	-0.4
Horas diarias de conexión (media)	2.96	3.01	0.05
Dispositivo propio (%)	41.2	64.4	23.2
Horas de sueño (media)	8.20	8.21	0.01
Promedio escolar (media)	8.38	8.62	0.24
Días de actividad física (media)	3.49	3.75	0.26
Soledad (media)	4.77	4.41	-0.36

Nota. Las diferencias se expresan en puntos porcentuales para las proporciones y en unidades originales para las medias. El filtro de uso ocupa la posición decimoquinta del instrumento.

horas diarias de conexión total son prácticamente iguales: 2.96 horas entre quienes no usan la plataforma y 3.01 entre quienes sí lo hacen. Este último dato desarma una interpretación tentadora, pues los no usuarios no son adolescentes desconectados: pasan en línea el mismo tiempo que los usuarios y lo que difiere no es la cantidad de conexión sino su forma. Ahí aparece la única diferencia sustantiva de toda la comparación: 64.4 % de los usuarios dispone de dispositivo propio frente a 41.2 % de los no usuarios, veintitrés puntos porcentuales de distancia. La comparación de la vía de conexión refuerza el punto por contraste, pues la proporción con wifi doméstico es de 31.6 % entre usuarios y 30.7 % entre no usuarios, y la de acceso por establecimiento comercial de 18.0 % y 18.4 %. En los indicadores de bienestar las diferencias son pequeñas y de dirección heterogénea: quienes usan la plataforma presentan un promedio escolar ligeramente superior, 8.62 frente a 8.38, y una puntuación de soledad ligeramente menor, 4.41 frente a 4.77, ambas de magnitud reducida pero contrarias a la expectativa de un perfil deteriorado entre quienes usan plataformas de juego. Tres análisis complementarios examinan la robustez del resultado principal. El panel a de la Figura 3 presenta el primero: la razón de momios de la tenencia de dispositivo es de 2.46 (IC 95 % [1.69, 3.56]) en Motozintla y de 2.88 (IC 95 % [1.77, 4.69]) en Frontera Comalapa, con inter-

valos que se traslapan ampliamente entre sí y con el del modelo conjunto, de modo que el hallazgo no depende de la agregación de ambos territorios.

La estabilidad del coeficiente de tenencia entre municipios apoya su consistencia dentro de las especificaciones examinadas. El cociente de errores estándar muestra otro aspecto de la robustez: ignorar que los registros comparten plantel puede producir una seguridad excesiva. La calibración evalúa si las probabilidades agrupadas se aproximan a las frecuencias observadas, mientras que la discriminación evalúa la separación entre usuarios y no usuarios. Son propiedades distintas; una calibración razonable no garantiza una clasificación individual precisa. El desglose por edad y sexo completa la interpretación al mostrar cómo se distribuye el propio predictor material, sin atribuir a esa distribución una trayectoria longitudinal.

El panel b presenta el segundo, que compara los errores estándar robustos por conglomerado con los que arrojaría una especificación de muestreo aleatorio simple: la razón entre unos y otros promedia 1.24 pero se distribuye de manera muy desigual entre predictores, con apenas 1.05 para la tenencia de dispositivo frente a 1.65 para el ámbito urbano, 1.64 para la edad y 1.82 para el efecto de municipio. El patrón tiene una lógica clara, pues las variables que se distribuyen predominantemente entre planteles –el ámbito de residencia, el municipio y, en

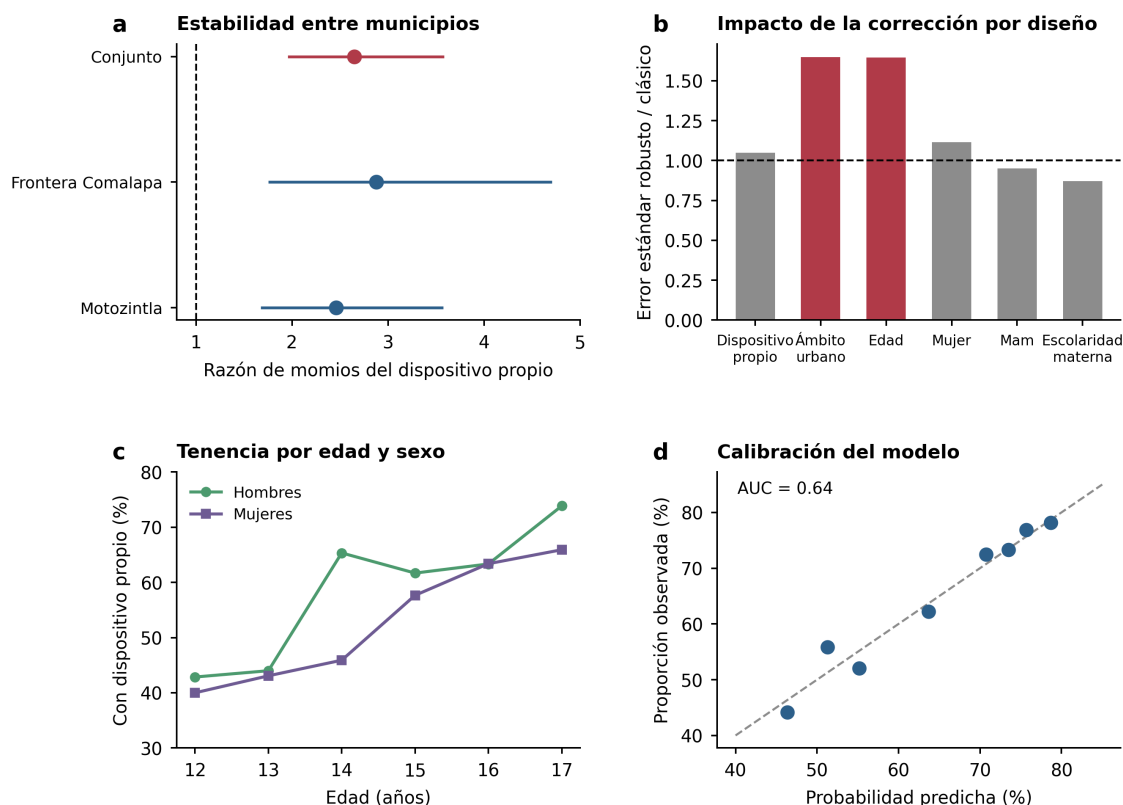


Figura 3. Robustez, sensibilidad y ajuste del modelo. *Nota.* (a) Razón de momios de la tenencia de dispositivo estimada por separado en cada municipio y en el conjunto. (b) Cociente entre errores estándar robustos por conglomerado y de muestreo aleatorio simple. (c) Proporción con dispositivo propio por edad y sexo. (d) Calibración del modelo completo por octiles de probabilidad predicha.

menor medida, la edad, dado que los planteles se especializan por nivel educativo—son aquellas cuya varianza resulta más subestimada al ignorar la agrupación, mientras que las variables que varían fundamentalmente dentro de cada plantel apenas se ven afectadas. El tercer análisis examina la posible existencia de interacciones mediante cuatro modelos adicionales, y ninguno resultó significativo: la interacción con el ámbito urbano arroja 0.63 ($p = .134$), con la edad 1.04 ($p = .605$), con el sexo 0.84 ($p = .557$) y con la escolaridad materna 1.07 ($p = .795$). El efecto de la tenencia es, por tanto, homogéneo entre subgrupos. El panel d de la Figura 3 examina la capacidad predictiva del modelo completo. El área bajo la curva de características operativas del receptor es de 0.64, valor que corresponde a una capacidad discriminante modesta, mientras que el gráfico de calibración construido sobre octiles de probabilidad predicha muestra una correspondencia razonable entre lo predicho y lo observado a lo largo de todo el rango: la probabilidad predicha va de 46.3 % en el octil inferior a 78.7 % en el superior, y las proporciones observadas correspondientes son de 44.2 % y 78.2 %. El modelo está, por tanto, bien calibrado pero discrimina poco. Finalmente, el panel c de la Figura 3 desagrega la tenencia de

dispositivo por edad y sexo: la progresión con la edad es pronunciada en ambos grupos, de 42.9 % a los 12 años a 73.8 % a los 17 entre los hombres y de 40.0 % a 65.9 % entre las mujeres, con las dos curvas partiendo del mismo punto, divergiendo en el tramo intermedio hasta casi veinte puntos a los 14 años, y convergiendo de nuevo hacia los 17.

Discusión

El hallazgo central de este artículo admite una formulación breve: en los dos municipios de mayor urbanización de la región, la única condición que predice de manera robusta el uso de la plataforma es disponer de un dispositivo propio, y esa condición opera como umbral de entrada más que como modulador de intensidad. La distinción entre umbral y gradiente tiene consecuencias teóricas. Los modelos de desigualdad digital de segunda generación, centrados en diferencias de uso dado el acceso (van Deursen y van Dijk, 2014; Scheerder et al., 2017), suponen implícitamente que el acceso es una variable continua cuya intensidad se traduce en intensidad de uso. Los resultados aquí obtenidos sugieren que, en contextos de precariedad material, el acceso funciona más bien de manera discreta: hay una condición mínima —la disponibilidad indi-

vidual y no negociada de un dispositivo— por debajo de la cual la incorporación a la plataforma resulta improbable, y por encima de la cual la variación en la intensidad responde a otros factores. El mecanismo es plausible dada la naturaleza del objeto, pues una plataforma persistente con progresión acumulativa y sociabilidad sincrónica exige regularidad, y quien depende del teléfono materno o del horario de un establecimiento comercial no puede sostener esa regularidad. No se trata de que juegue menos, sino de que no llega a integrarse a la comunidad de la plataforma. El segundo resultado de interés es la desaparición del efecto del ámbito de residencia una vez controlada la tenencia. En el conjunto regional la diferencia urbano-rural alcanzaba 12.4 puntos porcentuales; en estos dos municipios se reduce a 3.8 puntos en el análisis bivariado y desaparece por completo en el modelo ajustado, mientras que el modelo secundario muestra que residir en cabecera incrementa en 48 % la posibilidad de disponer de dispositivo propio. La interpretación más económica es la mediación: el ámbito no ejerce un efecto propio sobre el uso sino que distribuye desigualmente el recurso que sí lo ejerce, exactamente como predice la reformulación del acceso material de van Deursen y van Dijk (2019). Esta conclusión tiene una implicación que conviene explicitar porque se opone a un supuesto extendido en el diseño de políticas de conectividad: si el territorio opera directamente, la intervención adecuada sería infraestructural, esto es, llevar banda ancha a las localidades dispersas. Los resultados sugieren que la restricción operativa no está en la disponibilidad de señal sino en la disponibilidad de terminal, de modo que una localidad con excelente cobertura donde los adolescentes dependen del teléfono de un adulto no habrá modificado la condición material de acceso de esos adolescentes. Es igualmente informativo el conjunto de variables que no muestran asociación. Ni el sexo, ni la condición de hablante de mam, ni el nivel socioeconómico, ni la recepción de remesas discriminan la probabilidad de uso, lo cual contrasta con la literatura internacional, donde el sexo suele aparecer como predictor consistente del uso de videojuegos (Stevens et al., 2021). La discrepancia admite al menos dos lecturas. La primera es que Roblox difiere de los géneros de videojuego sobre los que se construyó esa literatura, pues su catálogo incorpora extensamente experiencias de roleplay social, moda y crianza, que en el estudio introductorio concentraban más de la mitad de las preferencias femeninas; la segregación por sexo no se produciría en el acceso a la plataforma sino dentro de ella, en la elección de experiencias. La segunda es que, en un contexto donde la restricción material es dominante, esa restricción opera de manera relativamente indiferente al sexo y comprime la variación atribuible a preferencias. La ausencia

de efecto del nivel socioeconómico merece comentario aparte, pues resulta contraintuitiva dado que la tenencia de dispositivo sí predice: una explicación plausible es de rango, ya que en una población donde 44 % se clasifica en el nivel bajo y el resto se distribuye entre medio-bajo y medio, el indicador tiene escasa capacidad discriminante, mientras que la tenencia de teléfono capta una decisión concreta de asignación de recursos dentro del hogar que puede no seguir linealmente al nivel socioeconómico agregado. La asociación negativa tendencial entre escolaridad materna y uso apunta en dirección contraria a la esperada bajo un modelo de capital cultural, que predeciría mayor acceso digital en hogares de mayor escolaridad. La explicación más verosímil no está en el acceso sino en la mediación: las madres con mayor escolaridad ejercen, según documentan Nielsen et al. (2019), mediación parental más intensa en ambas dimensiones, activa y restrictiva. Si esa mediación se traduce en restricciones efectivas sobre el uso de plataformas de juego, el efecto neto sobre la prevalencia puede ser negativo aun cuando el acceso material sea mayor: en estos hogares habría más dispositivo y más regla, y la regla dominaría. Esta interpretación es especulativa en el marco del presente capítulo, porque las escalas de mediación no se incorporaron a los modelos aquí presentados, y el tercer capítulo la somete a prueba directa. La constatación de que la corrección por conglomerado penaliza selectivamente a los predictores contextuales tiene una implicación metodológica de alcance general para la investigación educativa que trabaja con muestras escolares. Buena parte de la literatura que reporta efectos de contexto —del ámbito de residencia, del tipo de plantel, del municipio— se basa en diseños que muestrean escuelas y analizan alumnos sin corregir por la agrupación, práctica cuyas consecuencias sobre la varianza formalizó Kish (1965) hace sesenta años. Los resultados de este artículo sugieren que en esos diseños las variables contextuales están sistemáticamente sobrerrepresentadas entre los hallazgos significativos, no porque su efecto sea mayor sino porque su varianza está peor estimada. Un efecto territorial que desaparece al corregir por diseño, como ocurre aquí con el ámbito urbano, no es un efecto pequeño: es un efecto que nunca estuvo suficientemente sostenido por los datos. Un pseudo R^2 de 0.045 y un área bajo la curva de 0.64 son valores modestos que conviene interpretar sin eufemismos: el modelo identifica correctamente la estructura de la asociación, pero no predice bien el comportamiento individual. Esta situación es común en la investigación social y no invalida las conclusiones, pero acota su alcance. Lo que el artículo establece es una proposición sobre poblaciones, no sobre individuos: en el agregado, la distribución de dispositivos explica una parte

apreciable de la distribución del uso, y las demás variables medidas no explican prácticamente nada. Lo que el artículo no permite es anticipar si un adolescente concreto, conocidas sus características, usará o no la plataforma. La distancia entre ambas proposiciones es la que separa la explicación estructural de la predicción individual, y confundirlas constituye una de las fuentes habituales de sobreinterpretación en este campo. Del conjunto de resultados se desprenden tres consideraciones para quien diseñe intervenciones educativas o de política pública en estos municipios. La primera concierne al diagnóstico: los programas de alfabetización digital y de uso seguro de internet dirigidos a adolescentes suelen partir de un diagnóstico de exceso –demasiado tiempo de pantalla, insuficiente supervisión, escasa conciencia de riesgos– mientras que en esta población algo más de un tercio de los adolescentes no usa la plataforma en absoluto y su no uso no expresa una decisión sino una restricción. La segunda concierne al objeto: si la tenencia individual de dispositivo es el umbral, las políticas de dotación de infraestructura de conectividad no modifican la variable determinante, pues un punto de acceso comunitario mejora las condiciones de quien ya dispone de terminal y no altera las de quien no la tiene. La tercera es una advertencia sobre efectos regresivos, ya que una intervención restrictiva aplicada de manera uniforme recae con mayor severidad sobre quienes dependen de recursos compartidos o comerciales, para quienes cada oportunidad de acceso es más escasa. Tres limitaciones acotan el alcance de las conclusiones. La primera es el diseño transversal: que la tenencia de dispositivo preceda al uso es plausible por orden lógico, pero el diseño no lo establece, y resulta concebible que la insistencia de un adolescente ya incorporado a la plataforma influya en la decisión familiar de adquirir un teléfono, lo que invertiría parcialmente la dirección. La segunda es la exclusión de los adolescentes no escolarizados, en quienes cabe esperar tanto menor tenencia de dispositivo como menor prevalencia de uso, de modo que su ausencia probablemente atenúa la asociación estimada. La tercera es la ausencia de las escalas de mediación parental en los modelos, señalada al discutir la anomalía de la escolaridad materna, que implica que el modelo aquí presentado está incompleto respecto de un mecanismo probablemente relevante.

Conclusiones

En los dos municipios de mayor urbanización de la región Sierra Mariscal y Frontera Comalapa, la probabilidad de que un adolescente use una plataforma de juego en línea depende, por encima de cualquier otra condición examinada, de que disponga de un dispositivo propio. La razón de momios de

2.65 y la diferencia bruta de 21.5 puntos porcentuales superan con amplitud a cualquier otro predictor, y ninguna variable sociodemográfica, lingüística o socioeconómica alcanza significación una vez controlada esa condición. El gradiente urbano-rural no constituye un efecto independiente sino que opera a través de la distribución desigual de dispositivos entre territorios. La desigualdad se produce en dos etapas: el territorio y la edad determinan quién dispone de dispositivo, y el dispositivo determina quién ingresa a la plataforma. El acceso material funciona como umbral y no como gradiente, pues produce una diferencia sustantiva en la probabilidad de ser usuario y una diferencia modesta en la intensidad entre quienes ya lo son. Esta distinción ordena la lectura de los análisis siguientes, que se ocupan precisamente de lo que ocurre por encima del umbral.

Referencias

- 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.
- Livingstone, S., Mascheroni, G., y Staksrud, E. (2018). European research on children's internet use: Assessing the past and anticipating the future. *New Media & Society*, 20(3), 1103-1122. <https://doi.org/10.1177/1461444816685930>
- 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>
- Robinson, L., Cotten, S. R., Ono, H., Quan-Haase, A., Mesch, G., Chen, W., Schulz, J., Hale, T. M., y Stern, M. J. (2015). Digital inequalities and why they matter. *Information, Communication & Society*, 18(5), 569-582. <https://doi.org/10.1080/1369118X.2015.1012532>
- Scheerder, A., van Deursen, A., y van Dijk, J. (2017). Determinants of internet skills, uses and outcomes: A systematic review of the second- and third-level digital divide. *Telematics and Informatics*, 34(8), 1607-1624. <https://doi.org/10.1016/j.tele.2017.07.007>
- Smahel, D., Machackova, H., Mascheroni, G., Dedkova, L., Staksrud, E., Ólafsson, K., Livingstone, S., y Hasebrink, U. (2020). EU Kids Online 2020: Survey results from 19 countries. EU Kids Online. <https://doi.org/10.21953/lse.47fdeqj01ofo>
- 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 Helsper, E. J. (2015). The third-level digital divide: Who benefits most from being online? En L. Robinson, S. R. Cotten y J. Schulz (Eds.), *Communication and information technologies annual* (Vol. 10, pp. 29-52). Emerald Group Publishing.
- van Deursen, A. J. A. M., y van Dijk, J. A. G. M. (2014). The digital divide shifts to differences in usage. *New Media & Society*, 16(3), 507-526. <https://doi.org/10.1177/1461444813487959>
- 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>