

ARTÍCULO ORIGINAL

Cuatro maneras de estar: dimensiones de la participación en Discord en adolescentes de Chicomuselo, Siltepec y Amatenango de la Frontera

Iris Alfonso Albores¹

¹ Universidad Nacional Rosario Castellanos, Ciudad de México, México

Recibido: 22 de enero de 2026 / Aceptado: 6 de mayo de 2026

Publicado en línea: 15 de junio de 2026

© La autora 2026

Resumen

La investigación sobre uso adolescente de plataformas digitales mide habitualmente la participación mediante una sola variable, el tiempo de conexión, supuesto que en plataformas de comunidades resulta insostenible. Este artículo examina cuatro dimensiones de participación -amplitud de pertenencia, volumen de mensajes, duración de la conexión y uso de canales de voz- en 916 adolescentes de Chicomuselo, Siltepec y Amatenango de la Frontera, distribuidos en 34 planteles, de los cuales 353 son personas usuarias. Las cuatro dimensiones resultan prácticamente ortogonales entre sí: ninguna correlación entre ellas supera .12 en valor absoluto, salvo la que vincula pertenencia con participación activa, que son medidas anidadas. Los modelos binomiales negativos con errores robustos por conglomerado arrojan predictores distintos para cada dimensión: la antigüedad de la cuenta predice la amplitud de pertenencia, la edad predice inversamente el volumen de mensajes, y la tenencia de dispositivo, el wifi doméstico y el sexo predicen la duración. La correlación intraclase de plantel se sitúa entre .001 y .011 en las cuatro dimensiones, frente al .214 que el análisis previo de adopción documentó para la adopción. Finalmente, solo una de las cuatro dimensiones -la duración- se asocia con el número de criterios de uso problemático satisfechos, con una correlación de .53 frente a valores por debajo de .11 en las tres restantes.

Palabras clave participación en línea; modelos de conteo; sobredispersión; comunidades digitales; correlación intraclase; adolescencia.

Abstract

Research on adolescents' use of digital platforms commonly measures participation through a single variable, connection time, an assumption that is untenable for community platforms. This article examines four dimensions of participation - breadth of membership, message volume, connection duration, and voice-channel use - among 916 adolescents from Chicomuselo, Siltepec, and Amatenango de la Frontera, distributed across 34 schools, of whom 353 were platform users. The four dimensions are practically orthogonal: no correlation among them exceeds .12 in absolute value, except for the nested measures of total and active server membership. Negative binomial models with cluster-robust standard errors yield different predictors for each dimension: account age predicts breadth of membership, age inversely predicts message volume, and device ownership, home Wi-Fi, and sex predict duration. School intraclass correlations range from .001 to .011, far below the .214 observed for adoption in the related analysis. Finally, only one dimension - duration - is associated with the number of problematic-use criteria met ($r = .53$), while the other three remain below .11 in absolute value.

Keywords online participation; count models; overdispersion; digital communities; intraclass correlation; adolescence

Introducción

Cuando la investigación sobre adolescencia y medios digitales pregunta cuánto usa una persona una plataforma, la respuesta que espera es un número

de minutos. Esa expectativa procede de una tradición de medición construida sobre medios de consumo, donde el tiempo de exposición constituye efectivamente la magnitud relevante: quien ve tres

horas de televisión ha consumido tres veces más que quien ve una, y no hay ambigüedad sobre qué significa la diferencia. La traducción de ese indicador a las plataformas digitales resultó natural y en buena medida acertada mientras el objeto fueron aplicaciones de consumo de contenido. Las plataformas de comunidades exigen revisarla, porque en ellas la participación se organiza en dimensiones que no covarían y cuya reducción a una sola magnitud pierde información sustantiva.

Considérese la situación de dos adolescentes. La primera pertenece a veinticinco servidores, entra brevemente a varios cada día para leer lo que ocurrió y escribe poco. La segunda pertenece a tres, permanece durante horas en un canal de voz con las mismas cuatro personas y escribe cientos de mensajes en ese círculo reducido. Un indicador de minutos semanales podría asignarles cifras semejantes, pero sus formas de participación no tienen casi nada en común: difieren en la amplitud de la red a la que se exponen, en la intensidad del vínculo con cada comunidad, en el canal predominante de comunicación y, presumiblemente, en el tipo de riesgos a los que se exponen y en las gratificaciones que obtienen. La primera está expuesta a muchas personas de manera superficial; la segunda, a pocas de manera intensa. Un instrumento que solo pregunte por minutos las clasificaría como equivalentes.

Este artículo propone en consecuencia una operacionalización de la participación en cuatro dimensiones y examina empíricamente si responden a determinantes comunes. La primera es la amplitud de pertenencia, medida por el número de servidores a los que la persona pertenece y, de manera separada, por aquellos en los que participa de manera activa. La segunda es el volumen de comunicación, medido por los mensajes enviados al día. La tercera es la duración, medida en minutos semanales de conexión. La cuarta es la modalidad, medida por el uso de canales de voz y su duración. La hipótesis principal sostiene que estas dimensiones son parcialmente independientes y que sus determinantes difieren, de modo que ningún indicador único puede representarlas.

La formulación de esa hipótesis se apoya en una distinción que la literatura sobre desigualdad digital ha desarrollado sin trasladarla del todo a la medición. La revisión sistemática de Scheerder et al. (2017) documentó que el estudio de la brecha de segundo nivel ha identificado numerosos determinantes de los tipos de uso, entendidos como categorías de actividad -informativa, comercial, de entretenimiento, social- pero que la operacionalización de la intensidad dentro de cada categoría permanece rudimentaria y descansa casi siempre en medidas de frecuencia o duración. La reformulación del acceso material de van Deursen y van

Dijk (2019) apuntó en la misma dirección al mostrar que las oportunidades que cada dispositivo habilita constituyen una dimensión distinta de la disponibilidad del dispositivo mismo. Si el acceso tiene dimensiones separables, cabe esperar que el uso también las tenga.

La propuesta de descomponer la participación en dimensiones separables tiene precedentes en campos vecinos que conviene invocar, porque muestran que no se trata de una complicación gratuita. En el estudio de la sociabilidad presencial, la investigación sobre redes personales distingue desde hace décadas entre el tamaño de la red, la frecuencia de contacto y la intensidad del vínculo, y ha documentado que las tres varían de manera parcialmente independiente: hay personas con redes amplias y vínculos débiles y personas con redes reducidas y vínculos intensos, y ambas configuraciones producen resultados distintos en apoyo social, en acceso a información y en bienestar. La traducción de esa distinción al entorno digital resulta inmediata: la amplitud de pertenencia corresponde al tamaño de la red, el volumen de mensajes a la frecuencia de contacto y la duración de la conexión a la intensidad del vínculo. Que la investigación sobre plataformas haya prescindido de una distinción que la investigación sobre sociabilidad considera elemental se explica menos por razones teóricas que por la comodidad de un indicador único y por la disponibilidad de datos de uso agregados que las plataformas proporcionan en ese formato.

Una segunda analogía procede de la investigación sobre consumo cultural, donde la distinción entre amplitud y profundidad del repertorio ha resultado productiva. La persona omnívora que consume muchos géneros de manera superficial y la especialista que consume pocos de manera intensa no se distinguen por la cantidad total consumida sino por su distribución, y esa distribución predice posición social, capital cultural y trayectoria de manera distinta a como lo hace el volumen. Aplicada a la participación en comunidades digitales, la analogía sugiere que la amplitud de pertenencia podría funcionar como indicador de una disposición exploratoria y la concentración como indicador de vinculación, dos orientaciones cuyas consecuencias en términos de exposición a riesgos y de gratificaciones obtenidas no tienen por qué coincidir. El artículo no dispone de medidas que permitan contrastar esa lectura, pero la consigna porque orienta la interpretación del coeficiente de Gini de la pertenencia que los resultados reportan.

La segunda cuestión que este artículo aborda concierne al tratamiento estadístico de esas dimensiones, y aquí la literatura ofrece un marco consolidado que la investigación educativa aplica poco. Tres de las cuatro dimensiones son conteos: número de servidores, número de mensajes, número de mi-

nutos. Cameron y Trivedi (2013) sistematizaron el tratamiento de este tipo de variables estableciendo la distribución de Poisson como punto de partida y señalando la restricción fuerte que impone, la igualdad entre varianza y media, que los datos de comportamiento humano incumplen de manera sistemática porque la heterogeneidad no observada entre individuos genera dispersión adicional. La distribución binomial negativa, cuyo tratamiento desarrolla Hilbe (2011), relaja esa restricción mediante un parámetro que permite que la varianza crezca cuadráticamente con la media, y admite una interpretación sustantiva conveniente: el modelo puede leerse como una mezcla de distribuciones de Poisson cuyas medias siguen una distribución gamma, de modo que cada individuo tendría su propia tasa y el parámetro de dispersión estimaría cuánta heterogeneidad individual queda fuera del modelo.

Esa lectura resulta particularmente pertinente aquí porque cabe esperar que las cuatro dimensiones presenten grados de sobredispersión muy distintos. El número de servidores está acotado por la capacidad de gestión de una persona y probablemente presente dispersión moderada. El número de mensajes diarios, en cambio, puede variar en dos órdenes de magnitud entre personas que declaran usar la misma plataforma, y su distribución debería presentar una cola derecha extrema. Si esa expectativa se confirma, constituye por sí sola un argumento contra el tratamiento conjunto de las dimensiones, pues variables con distribuciones tan distintas difícilmente miden un mismo constructo subyacente. El artículo reporta por ello el diagnóstico de dispersión de cada dimensión antes que sus coeficientes, siguiendo la recomendación que ambos manuales formulan y que la práctica publicada rara vez sigue.

Conviene añadir una consideración sobre por qué la elección de la especificación estadística importa aquí más que en la mayoría de los estudios de este campo. Los cuatro desenlaces de este artículo se sitúan en escalas radicalmente distintas: el número de servidores rara vez supera las cuatro decenas, el de mensajes diarios puede alcanzar los centenares y el de minutos semanales los millares. Una comparación entre coeficientes de modelos ajustados sobre esas escalas solo resulta interpretable si los modelos comparten forma funcional, y por eso el artículo estima los cuatro con la misma familia de distribuciones y reporta razones de tasas en lugar de coeficientes brutos. Esa decisión tiene un costo: obliga a aceptar una especificación que puede no ser óptima para alguno de los desenlaces individualmente considerados. El beneficio es que hace posible la lectura que constituye el propósito del artículo, esto es, la comparación de un mismo predictor a lo largo de dimensiones distintas, que es

exactamente lo que la rejilla de coeficientes presenta.

Existe además una razón sustantiva para preferir modelos de conteo sobre transformaciones logarítmicas seguidas de regresión lineal, procedimiento habitual en la literatura y que a primera vista resolvería el problema de la asimetría. La transformación logarítmica de un conteo con ceros exige sumar una constante arbitraria cuya elección afecta a los resultados, y la interpretación de los coeficientes resultantes en términos de la variable original requiere supuestos que rara vez se verifican. El caso de los minutos de canal de voz ilustra el problema con claridad, pues el 43.1 % de las personas usuarias no emplea esa modalidad y por tanto registra un valor de cero que no es un valor bajo sino la ausencia de la conducta. El artículo trata esa variable en dos partes, modelando primero la decisión de usar voz mediante regresión logística y reservando la duración para un análisis descriptivo entre quienes la usan, procedimiento que evita mezclar dos procesos distintos en una sola ecuación.

Una tercera cuestión concierne a la relación entre pertenencia y participación efectiva, que la arquitectura de la plataforma vuelve especialmente visible. Unirse a un servidor tiene un costo próximo a cero: basta con aceptar una invitación, y la membresía persiste indefinidamente aunque la persona no vuelva a entrar. Esa asimetría entre el costo de entrar y el de permanecer produce una acumulación de membresías inactivas cuya magnitud el instrumento permite estimar mediante la comparación entre servidores totales y servidores activos. La distinción tiene consecuencias para la medición del riesgo, porque un indicador basado en pertenencia sobreestimaría la exposición efectiva, y las tiene también para la interpretación de la amplitud: pertenecer a treinta servidores puede indicar una participación social intensa o simplemente la ausencia de costo de acumulación.

La cuarta cuestión concierne a los canales de voz, que constituyen la modalidad más específica de esta plataforma y la peor documentada en la literatura. Su funcionamiento produce una forma de copresencia continua sin equivalente en la mensajería convencional: es posible permanecer conectado durante horas mientras se realizan otras actividades, con las demás personas oyéndose de manera intermitente y sin necesidad de sostener conversación. Esa modalidad, que la investigación sobre comunidades en línea ha descrito como compañía ambiental, resulta difícil de capturar con indicadores concebidos para actividades de consumo, y su medición mediante minutos puede resultar engañosa por razones opuestas a las habituales: una hora de canal de voz mientras se hacen tareas no equivale a una hora de conversación activa. El artículo la trata como dimensión separada y examina si sus

determinantes coinciden con los de las demás.

Una quinta consideración retoma el hallazgo principal del análisis previo de adopción y formula una predicción contrastable. Aquel documentó que la adopción de la plataforma se agrupa fuertemente por plantel, con una correlación intraclase de .214, valor que interpretó como evidencia indirecta de un mecanismo de externalidad de red: la utilidad de una plataforma de comunicación depende de que las personas con quienes se quiere hablar también estén en ella, de modo que la adopción se propaga localmente. Esa interpretación genera una predicción sobre las dimensiones de participación. Si el mecanismo de contagio opera sobre la decisión de entrar pero no sobre la intensidad con que se participa una vez dentro, entonces las correlaciones intraclase de las cuatro dimensiones deberían ser sustantivamente menores que la de la adopción. Si, por el contrario, la participación también se contagia -si en unos planteles se escribe mucho y en otros poco, o si el uso de voz es una norma local- las correlaciones deberían ser comparables. El contraste entre ambos parámetros constituye una prueba del alcance del mecanismo, y su resultado tiene consecuencias sobre a qué nivel debería dirigirse cualquier intervención.

Una sexta consideración concierne a la mediación parental restrictiva, cuya inclusión en los modelos requiere justificación dado que el artículo no se ocupa de la familia. La revisión sistemática de Nielsen et al. (2019) sobre prácticas de mediación parental y uso problemático de pantallas documenta que las asociaciones reportadas son pequeñas, inconsistentes en signo y frecuentemente confundidas por causalidad inversa, dado que la restricción tiende a imponerse en respuesta a un uso ya elevado. Ese mecanismo de inversión constituye una amenaza para la interpretación de cualquier coeficiente que la incluya, pero también una oportunidad diagnóstica: si el coeficiente resulta positivo, esto es, si mayor restricción se asocia con mayor uso, el resultado difícilmente admite otra lectura que la causalidad inversa, y su magnitud informa sobre cuán reactiva es la regulación familiar en esta población. El artículo incorpora la escala con ese propósito diagnóstico y advierte de antemano contra su interpretación causal.

Una séptima consideración concierne a la calidad de la medida, y resulta más grave en este artículo que en cualquier otro análisis del proyecto porque sus cuatro desenlaces se recogen por autorreporte. El metaanálisis preregistrado de Parry et al. (2021), construido sobre 106 tamaños de efecto, encontró que la correlación entre el tiempo de uso autorreportado y el registro automático de dispositivo es solo de .38, con intervalo de confianza al 95 % entre .33 y .42, y que los autorreportes rara vez constituyen un reflejo exacto del registro. El estudio de

validación de Scharkow (2016) había documentado que el sesgo no es constante entre niveles de uso, sino que sobreestima en la dedicación baja y subestima en la alta, comprimiendo artificialmente la distribución. A esas dificultades, ya conocidas para el tiempo, este artículo añade dos propias: el número de servidores a los que se pertenece es un dato que la aplicación muestra y que por tanto podría reportarse con precisión razonable, mientras que el número de mensajes diarios exige una estimación que ninguna persona realiza habitualmente y cuyo error cabe suponer considerable. Las cuatro dimensiones difieren, en consecuencia, no solo en su contenido sino en su fiabilidad, y esa diferencia debe tenerse presente al comparar la magnitud de sus asociaciones: una dimensión medida con más error mostrará asociaciones atenuadas por razones que nada tienen que ver con el fenómeno.

Resta plantear una cuestión que este artículo no resuelve pero que su diseño permite formular con precisión. Si las dimensiones de participación son independientes, cabe preguntarse si existen configuraciones típicas, esto es, combinaciones de valores que aparezcan con más frecuencia que las que el azar predeciría. La independencia estadística entre pares de variables es compatible con la existencia de perfiles multivariados: podría haber un grupo de personas con pertenencia amplia y comunicación escasa, otro con lo contrario, y ninguno con ambas cosas a la vez, sin que las correlaciones bivariadas lo revelen. Identificar esas configuraciones requeriría análisis de clases latentes o de conglomerados sobre las cuatro dimensiones simultáneamente, procedimiento que la submuestra disponible en este artículo no sostiene con estabilidad. La muestra regional completa sí lo permitiría, y constituye una de las líneas que el diseño deja abiertas.

Chicomuselo, Siltepec y Amatenango de la Frontera representan el estrato intermedio de la región, con universos adolescentes de entre 3 600 y 4 600 personas y proporciones urbanas de entre 20 % y 30 % (Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI], 2021). Son sustantivamente más rurales que los dos municipios del análisis previo de adopción y mayores que los municipios de menor tamaño incluidos en análisis posteriores del proyecto. Esa posición intermedia los hace apropiados para el análisis de la participación por la misma razón que en el estudio precedente con la misma población: en municipios más urbanos la homogeneidad de las condiciones de acceso reduciría la variación disponible, y en municipios más pequeños el número de personas usuarias sería insuficiente para sostener modelos de conteo con nueve predictores. Conviene señalar, no obstante, una diferencia respecto del estudio precedente con la misma población que afecta a la potencia: la prevalencia de

uso de esta plataforma en estos tres municipios es de 38.5 %, frente al 49.0 % que allá se documentó, de modo que la submuestra de personas usuarias es aquí menor y los modelos disponen de menos información.

Una última consideración concierne al lugar de este artículo dentro del proyecto y a lo que aporta a la comparación entre estudios realizados con el mismo diseño. Un análisis precedente con la misma población encontró, para una plataforma de juego, que la intensidad y la frecuencia respondían a determinantes distintos, y llamó disociación a ese hallazgo. El presente artículo examina una disociación de orden superior, pues no distingue dos aspectos de una misma magnitud sino cuatro magnitudes que podrían no compartir nada. Si el resultado confirma la independencia, la conclusión conjunta de ambos volúmenes sería que la noción de cantidad de uso, que organiza buena parte del debate público sobre adolescencia y pantallas, carece de referente único incluso dentro de una sola plataforma, y que su empleo en discusiones de política pública descansa sobre una simplificación cuyo costo informativo nadie ha estimado.

El artículo se organiza en torno a cuatro preguntas. La primera indaga si las cuatro dimensiones de participación covarían entre sí o constituyen aspectos independientes. La segunda examina qué forma tiene la distribución de cada una y qué especificación estadística requiere. La tercera pregunta si sus determinantes coinciden o difieren. La cuarta se ocupa de cuánta de la variación en cada dimensión se sitúa entre planteles, como prueba del alcance del mecanismo de contagio documentado en el análisis previo de adopción.

Método

La submuestra comprende 916 adolescentes de 12 a 17 años distribuidos en 34 planteles: 327 de Chicomuselo, 299 de Siltepec y 290 de Amatenango de la Frontera.

El universo del que proceden asciende a 12 080 adolescentes, 30.5 % del universo regional (INEGI, 2021). Los análisis de participación se realizan sobre las 353 personas que declaran tener cuenta activa, es decir, 38.5 % de la submuestra, distribuidas en 33 planteles. La Tabla 1 presenta el perfil comparado.

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, con manejo anónimo de los cuestionarios. Dado que el instrumento indaga situaciones de riesgo, el proto-

colo incorpora una ruta de canalización acordada por escrito con la instancia receptora.

Los desenlaces son cinco. El número de servidores a los que la persona pertenece y el número de aquellos en los que participa de manera activa constituyen las dos medidas de amplitud. El número de mensajes enviados en un día ordinario constituye la medida de volumen. Los minutos semanales de conexión, contruidos a partir de las declaraciones separadas para día con clases y día sin clases y del número de días de uso, constituyen la medida de duración. El uso de canales de voz, dicotómico, constituye la medida de modalidad, complementada por los minutos semanales dedicados a ellos entre quienes los usan.

Los predictores son nueve, comunes a los cinco modelos para permitir la comparación directa de coeficientes entre desenlaces. 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. Se incorporan además la práctica de videojuegos, que el análisis previo de adopción identificó como predictor de la adopción, y la antigüedad de la cuenta en años, calculada como diferencia entre la edad actual y la edad declarada de registro. Finalmente se incorpora la escala de mediación parental restrictiva, con el propósito diagnóstico expuesto en la introducción.

El diagnóstico de dispersión se realizó ajustando primero un modelo de Poisson a cada desenlace de conteo y examinando la razón entre el estadístico de Pearson y sus grados de libertad, que debería aproximarse a la unidad bajo especificación correcta (Cameron y Trivedi, 2013). El parámetro de dispersión de la binomial negativa se seleccionó para cada desenlace por búsqueda sobre una malla de valores entre 0.15 y 1.20, minimizando el criterio de información de Akaike (Hilbe, 2011). El uso de canales de voz, dicotómico, se modeló mediante regresión logística. Todos los modelos se estimaron con errores estándar robustos agrupados por plantel escolar (Kish, 1965). Los coeficientes de los modelos de conteo se reportan exponenciados como razones de tasas de incidencia, y los del modelo logístico como razones de momios; la representación gráfica de los modelos los presenta conjuntamente en una rejilla, con la advertencia de que la última columna corresponde a una escala distinta.

La correlación entre dimensiones se calculó sobre las variables transformadas logarítmicamente, dada su asimetría. La correlación intraclase de plantel se estimó para cada desenlace mediante un modelo lineal de efectos mixtos con intercepto aleatorio y

Cuadro 1. Perfil comparado de las submuestras municipales

Característica	Chicomuselo	Siltepec	Amatenango	Conjunto
Universo de 12 a 17 años	4 607	3 621	3 852	12 080
Registros analizados	327	299	290	916
Planteles	12	11	11	34
Ámbito urbano (%)	28.4	26.8	21.0	25.5
Dispositivo propio (%)	51.1	49.5	41.4	47.4
Juega videojuegos (%)	62.4	60.9	61.7	61.7
Prevalencia de uso (%)	48.9	30.8	34.8	38.5
Personas usuarias analizadas	160	92	101	353

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

sin predictores. La concentración de la pertenencia se caracterizó mediante el coeficiente de Gini y la proporción de membresías que acumulan los deciles superiores.

Resultados

La prevalencia de uso en el conjunto de los tres municipios es de 38.5 %, con diferencias apreciables entre ellos: 48.9 % en Chicomuselo, 34.8 % en Amatenango de la Frontera y 30.8 % en Siltepec. Ese ordenamiento no coincide con el de la tenencia de dispositivo propio, lo que sugiere que la variación municipal responde en parte a factores que el análisis previo de adopción identificó como contextuales.

El panel a de la Figura 1 presenta la matriz de correlaciones entre las seis medidas de participación, y su lectura constituye el resultado principal del artículo. Salvo la correlación entre servidores totales y servidores activos, que asciende a .93 por tratarse de medidas anidadas, y la que vincula minutos semanales con días de uso, de .50 por construcción aritmética, ninguna correlación alcanza magnitud apreciable. La amplitud de pertenencia correlaciona con el volumen de mensajes en .12 y con la duración en .02. El volumen de mensajes correlaciona con la duración en -.08 y con los minutos de voz en .08. Los minutos de voz correlacionan con la duración total en -.02. Las cuatro dimensiones son, a efectos prácticos, ortogonales.

El panel b de la Figura 1 examina con mayor detalle la relación entre amplitud y duración mediante una representación hexagonal de densidad. La nube de puntos no presenta estructura direccional alguna: personas con dos servidores y personas con treinta se distribuyen de manera semejante a lo largo de todo el rango de duración. Este resultado, que un gráfico de dispersión convencional podría atribuir al ruido, resulta inequívoco cuando la densidad se representa explícitamente.

La amplitud de pertenencia presenta una media de 10.2 servidores y una mediana de 8, con desvia-

ción estándar de 8.6 y una razón entre varianza y media de 7.3. El número de servidores activos presenta una media de 4.5 y una razón varianza-media de 3.4, de modo que la razón mediana entre pertenencia y participación efectiva asciende a 2.14: por cada servidor en el que se participa activamente, la persona pertenece a algo más de dos. El panel c de la Figura 1 presenta la curva de rango- tamaño de la pertenencia en escala doblemente logarítmica, cuya forma aproximadamente recta en el tramo central indica una distribución de tipo potencia. El coeficiente de Gini asciende a 0.41 y el decil superior de personas usuarias reúne 31.7 % de todas las membresías.

El volumen de mensajes presenta la distribución más dispersa de las cuatro, con una media de 58.9 mensajes diarios, una mediana de 40 y una razón entre varianza y media de 77.4. La duración presenta una mediana de 342 minutos semanales con rango intercuartílico de 187 a 574. El 56.9 % de las personas usuarias emplea canales de voz, y entre quienes lo hacen la mediana de dedicación a esa modalidad es de 127 minutos semanales. La Tabla 2 documenta la distribución completa de las cinco medidas.

El panel d de la Figura 1 presenta las distribuciones acumuladas de las cuatro dimensiones tras estandarización sobre la escala logarítmica. Las curvas de servidores y de minutos son las más próximas a la simetría, la de mensajes presenta mayor pendiente en el centro y colas más extensas, y la de voz presenta un escalón pronunciado en la parte inferior correspondiente al 43.1 % que no usa esa modalidad. Las cuatro

difieren en forma además de en contenido. Tabla 3 reúne estos resultados para facilitar su comparación.

El diagnóstico de dispersión confirma la expectativa formulada en la introducción y la refuerza. Bajo especificación de Poisson, la razón entre el estadístico de Pearson y sus grados de libertad asciende a 7.1 para los servidores totales, 3.3 para los servidores activos, 72.3 para los mensajes diarios y 288.5 para

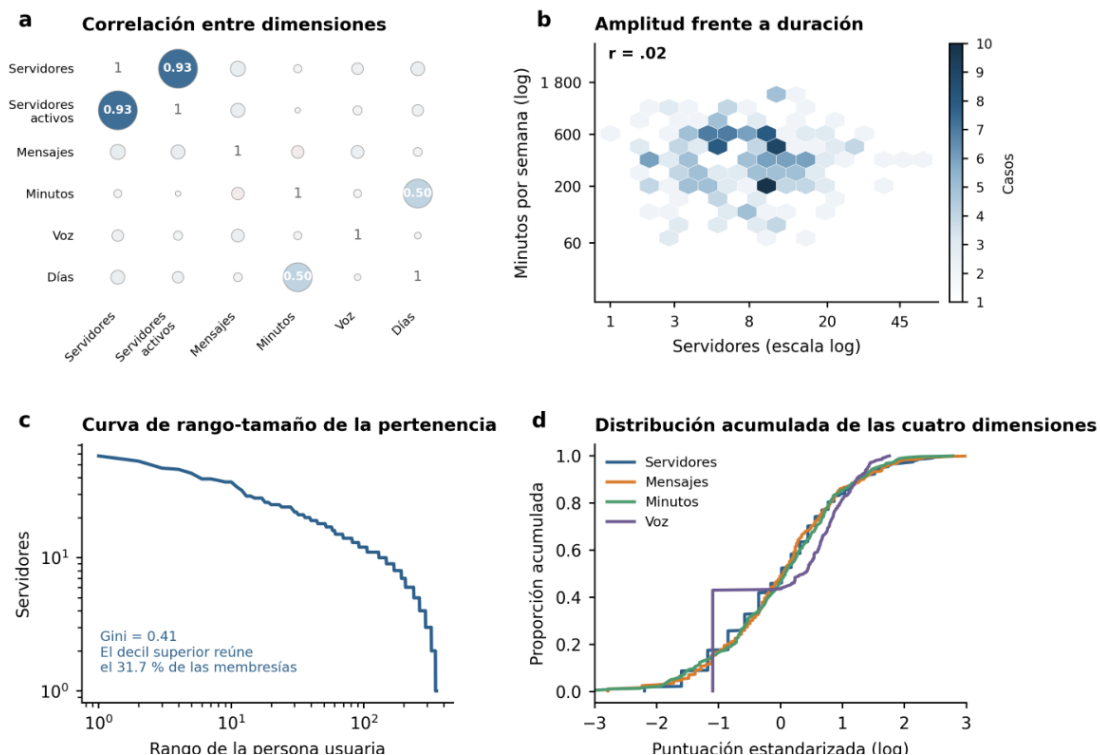


Figura 1. Independencia entre las dimensiones de participación. *Nota.* (a) Matriz de correlaciones entre las seis medidas de participación, calculadas sobre las variables transformadas logarítmicamente; el área del círculo es proporcional al valor absoluto de la correlación y el color indica su signo. (b) Densidad hexagonal de la relación entre amplitud de pertenencia y duración de la conexión, ambas en escala logarítmica. (c) Curva de rango-tamaño de la pertenencia a servidores, en escala doblemente logarítmica. (d) Distribución acumulada de las cuatro dimensiones tras estandarización sobre la escala logarítmica.

los minutos semanales. Las cuatro exceden con amplitud el valor esperado bajo equidispersión, pero difieren entre sí en un factor de casi cuarenta, lo que constituye un argumento adicional contra su tratamiento conjunto: variables cuya heterogeneidad no observada difiere en ese orden de magnitud difícilmente miden un constructo común. Los parámetros de dispersión seleccionados por criterio de información fueron 0.50, 0.35, 0.70 y 0.50 respectivamente.

El análisis gráfico y la Tabla 4 presentan la rejilla de coeficientes de los cinco modelos, con los nueve predictores comunes. La lectura por filas revela que ningún predictor opera sobre las cinco dimensiones, y la lectura por columnas revela que ninguna dimensión comparte su conjunto de predictores significativos con otra.

La Figura 2 facilita la comparación entre dimensiones sin reducirlas a una sola medida de intensidad. La rejilla muestra qué predictores se asocian con cada práctica y la comparación de la variación entre planteles permite contrastar participación y adopción. Las columnas deben leerse atendiendo a la escala de cada modelo: una diferencia de color no representa

necesariamente la misma diferencia absoluta en

mensajes, servidores o minutos.

La amplitud de pertenencia tiene un único predictor significativo: la antigüedad de la cuenta, con una razón de tasas de 0.93 por año (IC 95 % [0.88, 0.97], $p = .002$). El signo es negativo, de modo que quienes llevan más años en la plataforma pertenecen a menos servidores. Este resultado es contraintuitivo si se supone acumulación, y admite dos lecturas: puede reflejar depuración, esto es, que con el tiempo las

personas abandonan servidores que dejaron de interesarles; o puede tratarse de un artefacto de composición, dado que la antigüedad se calcula a partir de la edad de registro y quienes se registraron muy jóvenes son también quienes hoy tienen menos edad. El modelo controla por edad, lo que atenúa pero no elimina esa confusión. La misma variable predice el número de servidores activos con idéntica magnitud, con 0.93 (IC 95 % [0.89, 0.97], $p = .001$), lo que resulta esperable dada la correlación de .93 entre ambas medidas.

El volumen de mensajes tiene también un único predictor significativo, y es distinto: la edad, con una razón de tasas de 0.90 por año (IC 95 % [0.82, 0.98], $p = .015$). Los adolescentes más jóvenes envían más mensajes diarios que los mayores, y la

Cuadro 2. Distribución de las cinco medidas de participación entre las personas usuarias

Indicador	Media	Mediana	P25	P75	Razón varianza/media
Servidores a los que pertenece	10.2	8	4	14	7.3
Servidores con participación activa	4.5	4	2	6	3.4
Mensajes por día	58.9	40	19	76	77.4
Minutos por semana	421.6	342	187	574	288.5
Minutos de voz por semana	178.3	127	46	244	–

Nota. $n = 353$, salvo los minutos de voz, calculados sobre las 201 personas que declaran usar esa modalidad. La razón varianza/media debería aproximarse a la unidad bajo una distribución de Poisson (Cameron y Trivedi, 2013).

Cuadro 3. Correlación entre las dimensiones de participación y correlación intraclase de plantel

Dimensión	Servidores	Mensajes	Minutos	Voz	ICC de plantel
Servidores	1.00	.12	.02	.06	.001
Mensajes por día	.12	1.00	-.08	.08	.011
Minutos por semana	.02	-.08	1.00	-.02	.008
Minutos de voz	.06	.08	-.02	1.00	.004
Adopción (análisis previo)	–	–	–	–	.214

Nota. Correlaciones de Pearson sobre las variables transformadas logarítmicamente. La correlación intraclase se estimó mediante modelos lineales de efectos mixtos con intercepto aleatorio de plantel y sin predictores. La última fila reproduce, para comparación, el valor documentado en el análisis previo de adopción de la plataforma.

magnitud es apreciable, pues entre los 12 y los 17 años el volumen esperado se reduce a poco más de la mitad. Ninguna otra variable se aproxima a la significación en este modelo.

La duración es la dimensión con más predictores y la única en la que las condiciones materiales intervienen. La tenencia de dispositivo propio arroja una razón de tasas de 1.23 (IC 95 % [1.06, 1.42], $p = .007$), el wifi doméstico 0.84 (IC 95 % [0.72, 0.98], $p = .030$), el sexo femenino 0.86 (IC 95 % [0.75, 0.99], $p = .038$) y la mediación parental restrictiva 1.09 por punto de escala (IC 95 % [1.04, 1.15], $p = .001$). El ámbito urbano se aproxima con 1.20 (IC 95 % [0.98, 1.46], $p = .073$). Conviene detenerse en dos de esos coeficientes. El del wifi doméstico es negativo, de modo que disponer de conexión estable en el hogar se asocia con menor duración de conexión a la plataforma una vez controlada la tenencia de dispositivo; el resultado es contraintuitivo y probablemente refleja que quienes dependen de datos móviles concentran su actividad en menos aplicaciones. El de la mediación restrictiva es positivo, esto es, mayor restricción se asocia con mayor duración, patrón que difícilmente admite otra lectura que la causalidad inversa anticipada en la introducción: las familias imponen límites en respuesta a un uso ya elevado.

El uso de canales de voz tiene un predictor significativo, la edad, con una razón de momios de 1.23 por año (IC 95 % [1.07, 1.41], $p = .004$), y uno que se aproxima, la escolaridad materna, con 1.59 (IC 95 % [0.98, 2.57], $p = .060$). La práctica de videojuegos arroja 1.45 sin alcanzar significación ($p = .155$). El modelo alcanza un pseudo R^2 de .031, el más bajo de

los cinco. Conviene notar que la edad opera sobre esta dimensión en dirección opuesta a como opera sobre el volumen de mensajes: los adolescentes mayores usan más la voz y escriben menos, sustitución de modalidad que ningún indicador agregado captaría.

El panel b de la Figura 2 presenta el perfil de participación por sexo sobre las seis medidas, expresado como razón respecto de la mediana del conjunto. Las mujeres presentan valores superiores en amplitud de pertenencia y en servidores activos, y los hombres en minutos de voz y en días de uso; en mensajes y en duración total ambos perfiles se aproximan. La lectura conjunta indica que las diferencias por sexo no consisten en que un grupo participe más que otro sino en que participan de manera distinta, resultado que replica en esta plataforma la conclusión que el estudio precedente con la misma población obtuvo sobre las preferencias de contenido.

El panel c de la Figura 2 presenta la correlación intraclase de plantel de las cuatro dimensiones junto a la de la adopción documentada en el análisis previo de adopción. El contraste es marcado: mientras la adopción sitúa 21.4 % de su varianza entre planteles, las cuatro dimensiones de participación se sitúan entre 0.1 % y 1.1 %. La amplitud de pertenencia arroja .001, el volumen de mensajes .011, la duración .008 y el uso de voz .004. Prácticamente toda la variación en cómo se participa es variación entre individuos del mismo plantel.

El panel a de la Figura 3 presenta la relación entre pertenencia y participación activa por edad mediante un gráfico de pendientes. Las seis cohortes

Cuadro 4. Razones de tasas de los modelos de las cinco dimensiones de participación

Predictor	Servidores	Servidores activos	Mensajes	Minutos	Usa voz
Dispositivo propio	0.88	0.86	1.01	1.23	1.10
Wifi en el hogar	1.06	1.08	1.05	0.84	1.42
Ámbito urbano	0.97	0.95	0.78	1.20	0.99
Edad (por año)	1.02	1.03	0.90	1.04	1.23
Sexo: mujer	1.10	1.13	0.99	0.86	0.85
Juega videojuegos	0.95	0.93	0.97	0.95	1.45
Años de uso	0.93	0.93	1.05	0.99	0.97
Escolaridad materna	0.98	1.00	0.95	0.96	1.59
Mediación restrictiva	0.99	0.99	0.94	1.09	1.11
Parámetro de dispersión α	0.50	0.35	0.70	0.50	–

Nota. $n = 353$; errores estándar robustos agrupados por plantel escolar (33 conglomerados). Las cuatro primeras columnas presentan razones de tasas de incidencia de modelos binomiales negativos; la última presenta razones de momios de un modelo logístico y no es directamente comparable con las anteriores. Los coeficientes en negritas alcanzan $p < .05$. Todos los modelos controlan por municipio.

muestran el mismo patrón de contracción, con medianas de pertenencia entre 7 y 9 servidores y de participación activa entre 3 y 4, y la razón entre ambas se mantiene estable a lo largo del rango de edad. La acumulación de membresías inactivas no es un fenómeno que crezca con la antigüedad sino una característica estructural del uso.

El panel b de la Figura 3 presenta la distribución de la duración según tenencia de dispositivo mediante una representación de violín con caja superpuesta. Las dos distribuciones se solapan ampliamente y difieren sobre todo en su parte superior: la mediana asciende de 279 a 372 minutos semanales, pero el cuartil superior se desplaza considerablemente más. El efecto del dispositivo sobre la duración no consiste en desplazar a toda la población sino en permitir la existencia de una cola de dedicación elevada.

El panel c de la Figura 3 presenta la correlación de cada dimensión con el número de criterios de uso problemático satisfechos, y su resultado anticipa un análisis posterior del proyecto. La duración correlaciona en .53, magnitud considerable. Las otras tres no: la amplitud de pertenencia arroja .10, los minutos de voz .08 y el volumen de mensajes -.05. De las cuatro maneras de

participar que este artículo distingue, solo una guarda relación apreciable con el desenlace clínico.

Discusión

El resultado central de este artículo es la ortogonalidad de las dimensiones de participación, y su consecuencia inmediata es de orden metodológico: la práctica de medir el uso de plataformas de comunidades mediante un indicador único de tiempo descarta información que no es redundante. Un adolescente que pertenece a treinta servidores y otro que pasa diez horas semanales conectado no comparten nada salvo la etiqueta de persona usuaria, y las correlaciones documentadas indican que conocer una de las dos cifras no permite anticipar la otra. La implicación para el diseño de instrumentos

es directa: una encuesta que pretenda caracterizar la participación en este tipo de plataformas necesita al menos cuatro reactivos y no uno, y el costo de esos tres reactivos adicionales es trivial frente a la información que su ausencia destruye.

La segunda consecuencia es interpretativa y concierne a la literatura acumulada. Buena parte de la evidencia sobre efectos del uso de redes sociales en adolescentes se ha construido sobre medidas de tiempo, y los resultados de este artículo sugieren que esa evidencia describe una de las cuatro dimensiones y no el fenómeno completo. Que la duración sea precisamente la dimensión que correlaciona con el uso problemático, con .53 frente a valores por debajo de .11 en las restantes, tiene una lectura ambivalente. Por un lado, valida retrospectivamente la elección del tiempo como indicador cuando el desenlace de interés es clínico. Por otro, advierte que las conclusiones así obtenidas no se extienden a las demás dimensiones: nada de lo que la literatura ha establecido sobre tiempo de pantalla autoriza afirmaciones sobre amplitud de pertenencia o sobre volumen de comunicación, que son aspectos del uso sobre los que prácticamente no existe evidencia.

Conviene, no obstante, considerar una explicación alternativa de esa asociación diferencial que atenua su alcance. Varios de los nueve criterios del instrumento de uso problemático aluden de manera directa o indirecta a la cantidad de tiempo dedicado, a la dificultad de reducirla y a la necesidad de incrementarla. La correlación de .53 entre duración y número de criterios satisfechos podría reflejar, en parte, solapamiento de contenido entre medidas antes que asociación sustantiva. Las tres dimensiones restantes no comparten contenido con ningún criterio, lo que ofrecería una explicación de su asociación nula que nada tiene que ver con su irrelevancia clínica. Distinguir entre ambas posibilidades requeriría un instrumento de uso problemático formulado en términos independientes de la cantidad, cosa que ninguna de las escalas disponibles ofrece.

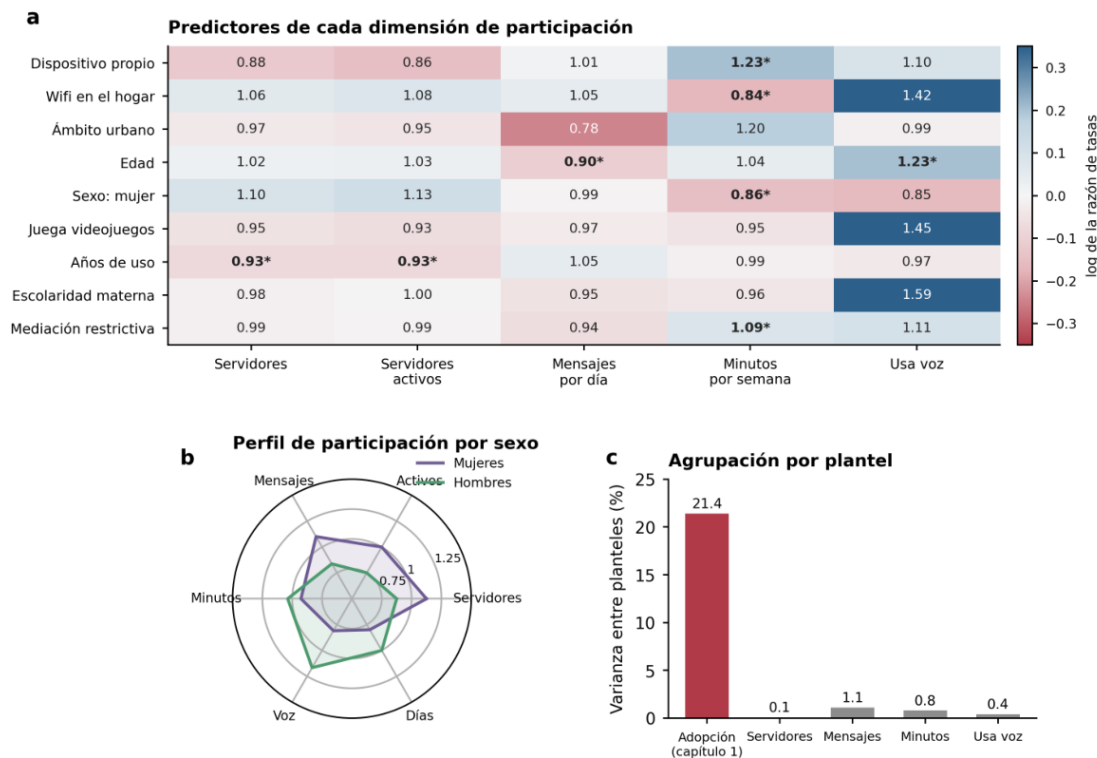


Figura 2. Determinantes de cada dimensión y estructura de agrupación. *Nota.* (a) Rejilla de coeficientes de los cinco modelos; el color codifica el logaritmo de la razón de tasas y el número anotado la razón sin transformar, con asterisco y negritas cuando $p < .05$. La última columna procede de un modelo logístico y su escala no es directamente comparable con las anteriores. (b) Perfil de participación por sexo sobre las seis medidas, expresado como razón respecto de la mediana del conjunto. (c) Proporción de varianza situada entre planteles en cada dimensión, con el valor de la adopción del análisis previo como referencia.

El tercer resultado de interés es la disociación entre adopción y participación en cuanto a su estructura de agrupación. La adopción sitúa 21.4 % de su varianza entre planteles; las cuatro dimensiones de participación, entre 0.1 % y 1.1 %. Esa diferencia, de un orden de magnitud, sostiene una interpretación precisa del mecanismo propuesto en el análisis previo de adopción: la externalidad de red opera sobre la decisión de entrar y no sobre la intensidad con que se participa. Tiene sentido que así sea. Entrar a la plataforma requiere que otras personas del entorno estén en ella, porque de lo contrario carece de utilidad; pero cuántos servidores acumula alguien, cuánto escribe o cuántas horas permanece conectado depende de circunstancias individuales del hogar, del dispositivo y del temperamento, no de lo que hacen sus compañeros de plantel. La consecuencia práctica es que el plantel constituye una unidad natural de intervención sobre la adopción y una unidad inadecuada de intervención sobre la participación: un programa dirigido a modificar cómo se participa tendría que operar sobre individuos.

El cuarto resultado concierne a la mediación parental restrictiva, cuyo coeficiente positivo sobre la duración -1.09 por punto de escala, con intervalo

que excluye la unidad- resulta el más informativo del artículo pese a no ser interpretable causalmente. Que mayor restricción se asocie con mayor tiempo de conexión difícilmente admite lectura distinta de la causalidad inversa que documenta la revisión de Nielsen et al. (2019): las familias imponen límites cuando observan un uso que juzgan excesivo. La magnitud del coeficiente informa sobre cuán reactiva es esa regulación, y su significación en un modelo con nueve predictores y 353 casos indica que la reacción es sistemática. El dato tiene un valor diagnóstico considerable de cara a un análisis posterior del proyecto, que examina la mediación parental como recurso protector: si la restricción se impone en respuesta al uso, cualquier estimación de su efecto protector estará sesgada hacia cero o hacia el signo contrario, y ese sesgo debe incorporarse a la interpretación.

El quinto resultado es la sustitución de modalidad con la edad. Los adolescentes mayores usan más los canales de voz, con una razón de momios de 1.23 por año, y escriben menos mensajes, con una razón de tasas de 0.90 por año. Ambos coeficientes son significativos y de magnitud comparable, y apuntan en direcciones opuestas. Un indicador agregado de participación no solo perdería esa información sino

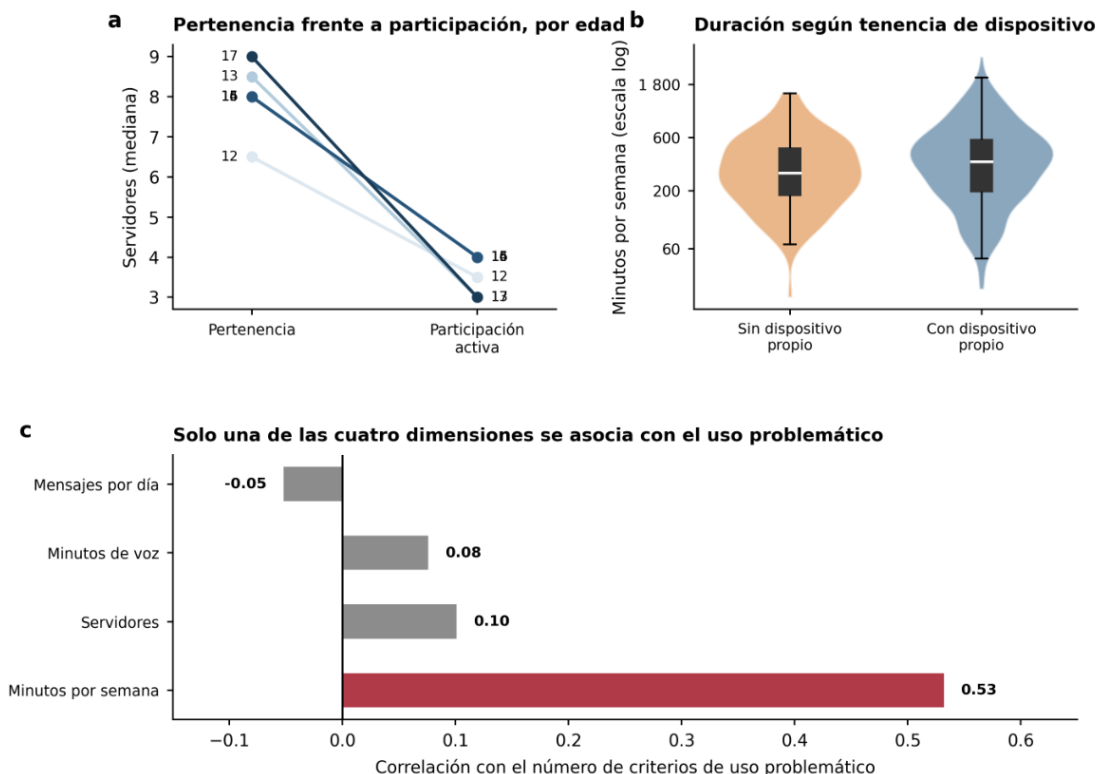


Figura 3. Pertenencia, duración y relación con el uso problemático. *Nota.* (a) Gráfico de pendientes entre la mediana de servidores a los que se pertenece y la mediana de servidores con participación activa, por cohorte de edad. (b) Distribución de los minutos semanales según tenencia de dispositivo propio, representada mediante violines con caja superpuesta y escala logarítmica. (c) Correlación de cada dimensión de participación con el número de criterios de uso problemático satisfechos; en rojo, la única que supera .20 en valor absoluto.

que podría anular ambos efectos al promediarlos. La interpretación más plausible atribuye el desplazamiento a dos factores convergentes: la voz exige un grado de privacidad y de disponibilidad de dispositivo que crece con la edad, y las competencias conversacionales que la interacción sincrónica requiere se desarrollan a lo largo de la adolescencia. Si esa lectura es correcta, la exposición a riesgos de interacción por vía oral -que ninguna herramienta de moderación registra ni permite reportar con la facilidad con que se reporta un mensaje escrito- crece precisamente en el tramo de edad en que la supervisión familiar disminuye. Un análisis posterior del proyecto examina esa posibilidad.

Un sexto resultado merece mención por su carácter negativo. La tenencia de dispositivo propio, que en el análisis previo de adopción multiplicaba por cuatro la probabilidad de adoptar la plataforma, aquí solo predice una de las cuatro dimensiones, y con una magnitud modesta de 1.23. No predice la amplitud de pertenencia, ni el volumen de mensajes, ni el uso de voz. Esta disociación replica con precisión la que el estudio precedente con la misma población documentó para una plataforma de juego, donde el dispositivo determinaba la incorporación pero apenas modulaba la intensidad, y refuerza la for-

mulación del acceso material como umbral antes que como gradiente: la condición material gobierna la entrada al fenómeno y se vuelve secundaria una vez dentro. Que ese patrón se replique en dos plataformas de naturaleza distinta, con el mismo instrumento y la misma población, incrementa la confianza en él.

Cinco limitaciones acotan las conclusiones. La primera es la fiabilidad desigual de los cuatro desenlaces, ya señalada en la introducción: el número de mensajes diarios exige una estimación que ninguna persona realiza habitualmente, y su medición con mayor error atenúa sus asociaciones por razones ajenas al fenómeno, de modo que la comparación entre magnitudes de coeficientes de distintas dimensiones debe hacerse con cautela. La segunda es el tamaño de la submuestra: con 353 personas usuarias y nueve predictores, los modelos disponen de potencia para detectar efectos moderados y no para descartar los pequeños, y los numerosos resultados nulos de la rejilla deben leerse como ausencia de evidencia. La tercera es la restricción a las personas usuarias, con la selección documentada en el análisis previo de adopción, que resulta aquí especialmente relevante porque la adopción está fuertemente condicionada por la tenencia de

dispositivo, que es también predictor de una de las dimensiones. La cuarta es el carácter transversal del diseño, que impide interpretar causalmente ninguna asociación y afecta particularmente al coeficiente de la mediación restrictiva. La quinta es la ambigüedad del indicador de antigüedad de la cuenta, cuya asociación negativa con la amplitud de pertenencia admite explicaciones sustantivas y artefactuales que el diseño no permite separar.

Tres modificaciones del instrumento mejorarían sustantivamente la capacidad de respuesta a estas preguntas. La primera es solicitar el número de servidores como dato consultado en la aplicación y no estimado de memoria, procedimiento factible dado que la interfaz lo muestra y que reduciría el error de medida a casi cero. La segunda es sustituir el número de mensajes diarios por una medida de frecuencia con categorías ancladas, que resulta más fácil de responder aunque pierda precisión. La tercera es distinguir, dentro de los minutos de canal de voz, entre la conversación activa y la copresencia sin conversación, distinción que la introducción identificó como sustantiva y que el instrumento actual no captura.

Conclusiones

Las cuatro dimensiones de participación examinadas -amplitud de pertenencia, volumen de mensajes, duración de la conexión y uso de canales de voz- son prácticamente ortogonales entre sí, con correlaciones que no superan .12 en valor absoluto salvo entre medidas anidadas. La participación en una plataforma de comunidades no es una magnitud única y no admite representación mediante un indicador de tiempo.

Sus determinantes difieren. La antigüedad de la cuenta predice la amplitud de pertenencia, la edad predice inversamente el volumen de mensajes y directamente el uso de voz, y las condiciones materiales predicen únicamente la duración.

Ningún predictor opera sobre las cuatro dimensiones y ninguna dimensión comparte su conjunto de predictores con otra.

La correlación intraclase de plantel se sitúa entre .001 y .011 en las cuatro dimensiones, frente al .214 de la adopción. El mecanismo de contagio local que gobierna la entrada a la plataforma no gobierna la intensidad con que se participa una vez dentro.

Solo la duración se asocia con el número de criterios de uso problemático satisfechos, con una correlación de .53 frente a valores por debajo de .11 en las tres restantes, aunque esa asociación diferencial puede reflejar en parte solapamiento de contenido entre el instrumento clínico y la medida de tiempo.

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>
- 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*, 5(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>
- 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>
- van den Eijnden, R. J. J. M., Lemmens, J. S., y Valkenburg, P. M. (2016). The Social Media Disorder Scale. *Computers in Human Behavior*, 61, 478-487. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.03.038>
- 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>