UDA AKADEM
Pensamiento Empresarial

Brecha Digital y Exclusión Financiera Digital en Personas Adultas Mayores del Perú, 2024

Digital Divide and Digital Financial Exclusion among Older Adults in Peru, 2024

Jorge Enrique Chávez-Lazarte
Universidad Nacional Mayor de San Marcos
jorge.chavezl@unmsm.edu.pe
https://orcid.org/0009-0005-3860-0436
Lima-Perú

Recepción: 10-03-2026 | Aprobación: 24-09-2026

Resumen
El presente estudio analizó la relación entre dimensiones de la brecha digital y la exclusión financiera digital (EFD) en adultos mayores durante 2024. Para ello, se utilizaron los microdatos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO) 2024 y una regresión logística ajustada al diseño muestral complejo. La EFD se operacionalizó como una proxy acotada, basada en el no uso de medios digitales para comprar alimentos de pan llevar. El análisis adoptó una perspectiva multidimensional de la desigualdad digital y utilizó la justicia digital como marco interpretativo. El modelo incluyó 19 167 observaciones. La prevalencia ponderada de EFD fue 96.10 %. El IHD e IUETIC se asociaron con reducciones de 6.77 y 11.32 puntos porcentuales, respectivamente; la edad se asoció con un incremento de 0.24 puntos porcentuales por año. Educación y territorio mostraron asociaciones significativas. IRD, Internet del hogar, sexo y celular no mostraron asociaciones independientes significativas. Se concluyó que la EFD estuvo asociada con capacidades, usos digitales y heterogeneidades sociodemográficas y territoriales.
Palabras clave: alfabetización digital, desigualdad digital, envejecimiento, inclusión financiera, uso de internet.

Abstract
This study analyzed the relationship between dimensions of the digital divide and digital financial exclusion (DFE) among older adults in Peru in 2024. Microdata from ENAHO 2024 and logistic regression adjusted for the complex survey design were used. DFE was operationalized as a bounded proxy based on not using digital means to purchase staple foods. The analysis adopted a multidimensional perspective of digital inequality and used digital justice as an interpretive framework. The model included 19,167 observations. Weighted DFE prevalence was 96.10%. IHD and IUETIC were associated with reductions of 6.77 and 11.32 percentage points, respectively; age was associated with a 0.24 percentage-point increase per year. Education and territory also showed significant associations. Corrected IRD, household Internet access, sex, and mobile phone availability showed no significant independent associations. It was concluded that DFE was associated with digital capabilities, digital use, and sociodemographic and territorial heterogeneity at the overall population level.
Keywords: aging, digital inequality, digital literacy, financial inclusion, internet use.

creative commons

Introducción

La digitalización de los servicios financieros ha ampliado las posibilidades de realizar pagos, transferencias y otras operaciones mediante canales electrónicos, lo que vincula de forma creciente la participación financiera con el acceso y uso de tecnologías digitales. En ese sentido, el *Global Findex 2025*, basado en encuestas realizadas durante 2024, integra indicadores de servicios financieros, conectividad, telefonía móvil y uso de internet (Klapper et al., 2025).

Las personas adultas mayores constituyen una población digitalmente heterogénea, en el cual el acceso, las habilidades y los usos varían según el nivel de educación, condiciones socioeconómicas y experiencia tecnológica (Friemel, 2016; Hargittai & Dobransky, 2017). En América Latina persisten desigualdades educativas y territoriales en la apropiación de internet (Sunkel & Ullmann, 2019). En el Perú, durante 2024, solo el 46.7 % de las personas de 60 años a más utilizó internet, frente al 79.4 % de la población de 6 años a más (Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI], 2025).

La relación entre desigualdad digital y participación financiera adquiere mayor relevancia a medida que los servicios financieros migran hacia canales electrónicos. En el ámbito peruano, Aurazo y Vega (2021) asociaron el uso de pagos digitales con una mayor educación, empleo formal, residencia urbana y acceso a internet; asimismo, orientada a la población mayor, Mei (2024) destacó el papel de la alfabetización digital en la participación en banca móvil. Pese a ello, la evidencia en el país se concentra principalmente en la población adulta general, por lo que persiste un vacío científico para examinar conjuntamente estas dimensiones en adultos mayores.

La pertinencia de este problema no deriva únicamente del crecimiento de los canales digitales, sino del riesgo de que una transición financiera acelerada amplíe desigualdades preexistentes cuando una parte de la población carece de capacidades para desenvolverse autónomamente en dichos entornos. Esta preocupación resulta especialmente relevante en edades avanzadas, donde las trayectorias educativas, laborales y tecnológicas son heterogéneas. Por tanto, este estudio no equipara conectividad la con inclusión, ni presupone que la disponibilidad de un dispositivo implique la capacidad de utilizarlo en el entorno financiero digital.

La brecha digital permite distinguir entre el acceso material, las habilidades, los usos y los resultados (Scheerder et al., 2017; van Deursen & Helsper, 2015), mientras la justicia digital advierte que la incorporación a los sistemas digitales no garantiza una participación equitativa (Heeks, 2021). En este trabajo, la justicia digital se usa exclusivamente como marco interpretativo, y se define la Exclusión Financiera Digital (EFD) como una proxy operativa y acotada, basada en el no uso de los medios digitales considerados por la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO) para comprar alimentos de pan llevar; por ende, no representa toda la actividad financiera digital. El objetivo de la investigación fue analizar las asociaciones entre esas dimensiones y la EFD en personas de 60 años a más en el Perú durante 2024, mediante una inferencia poblacional ajustada al diseño complejo de la ENAHO.

DOI: https://doi.org/10.33324/udaakadem.vi18.1222

Marco teórico

Brecha digital como desigualdad multidimensional

La brecha digital no se limita a disponer o no de conexión. Van Dijk (2020) la sitúa dentro de un proceso de apropiación en el que recursos y condiciones sociales se relacionan con acceso, habilidades y usos tecnológicos. A medida que la conectividad se expande, las diferencias en los tipos de uso adquieren mayor relevancia y pueden reproducir desigualdades preexistentes (van Deursen & van Dijk, 2014).

Scheerder et al. (2017) sintetizan la transición desde el acceso hacia habilidades y usos y, posteriormente, hacia los resultados tangibles obtenidos mediante Internet. Van Deursen y Helsper (2015) conceptualizan estos últimos como una brecha digital de tercer nivel: acceso y capacidades no garantizan beneficios equivalentes. Helsper (2012), además, vincula exclusión social y digital mediante recursos económicos, culturales, sociales y personales. Este enfoque sustenta la distinción del estudio entre conectividad en el hogar, aproximación operativa a habilidades digitales, uso efectivo de TIC y resultados digitales; dimensiones relacionadas, pero no conceptualmente idénticas.

La distinción por niveles no implica una secuencia rígida ni constructos independientes. El acceso condiciona posibilidades de uso en las personas, mientras habilidades y prácticas pueden desarrollarse de manera conjunta y producir resultados distintos según los recursos disponibles. Esta interdependencia es central para el presente estudio, porque el Índice de Habilidades Digitales (IHD) y el Índice de Uso Efectivo de TIC (IUETIC) comparten una fuerte relación empírica que debe interpretarse como solapamiento entre dimensiones próximas, no como evidencia de que una de ellas carezca de contenido conceptual propio.

Envejecimiento, capacidades digitales y participación financiera

El envejecimiento incorpora heterogeneidad adicional. Friemel (2016) identificó una brecha dentro de la propia población mayor y Hargittai y Dobransky (2017) diferencias de habilidades y usos según educación y condiciones socioeconómicas. En América Latina, Sunkel y Ullmann (2019) documentaron desigualdades educativas y residenciales; en Uruguay, Escuder et al. (2020) relacionaron acceso, experiencia previa y capacitación con competencias digitales; y en España, Tirado-Morueta et al. (2021) describieron niveles de apropiación vinculados con acceso, uso, habilidades y beneficios.

La inclusión financiera comprende cuentas, pagos, ahorro, crédito y resiliencia financiera (Klapper et al., 2025); este estudio mide solo un comportamiento específico de participación financiera digital. Aurazo y Vega (2021) aportan evidencia peruana sobre pagos digitales y Mei (2024) sobre alfabetización digital y banca móvil en personas mayores. En consecuencia, edad, educación y territorio se consideran dimensiones de heterogeneidad asociativa, no determinantes causales aislados.

Educación y territorio como dimensiones de heterogeneidad

Las oportunidades de desarrollar capacidades y diversificar usos digitales se distribuyen de manera heterogénea. Desde el modelo de campos correspondientes,

las desigualdades sociales y digitales se vinculan mediante recursos económicos, culturales, sociales y personales (Helsper, 2012). Sunkel y Ullmann (2019) identificaron diferencias por educación y residencia, y Martínez-Domínguez y Mora-Rivera (2020) asociaron habilidades y patrones de uso con edad, educación, empleo y localización geográfica en población rural mexicana. Estos antecedentes justifican incorporar educación y territorio sin atribuirles por sí mismos mecanismos causales.

Justicia digital y síntesis analítica

La perspectiva de justicia digital extiende el análisis más allá de la dicotomía inclusión-exclusión. Heeks (2021) propone la noción de *adverse digital incorporation* para describir situaciones en las que la participación en sistemas digitales puede coexistir con una distribución desigual de poder y valor. Asimismo, Helsper (2021) relaciona desigualdades sociales y digitales con oportunidades diferenciadas de transformar la participación tecnológica en beneficios.

Este enfoque resulta útil para evitar una lectura puramente tecnológica del problema: una persona puede disponer de conexión y, sin embargo, enfrentar dificultades para transformar esa conectividad en prácticas relevantes o beneficios en su vida diaria. No obstante, trasladar el concepto de justicia digital al análisis empírico exige indicadores específicos de autonomía, dependencia, poder o distribución de beneficios; su ausencia obliga a mantenerlo en un plano interpretativo.

En este artículo, la justicia digital cumple exclusivamente una función teórica e interpretativa, considerando que la ENAHO no proporciona una medición directa suficiente de autonomía, dependencia de terceros, confianza, relaciones de poder u otras dimensiones necesarias para operacionalizar el constructo. En ese sentido, el análisis se concentra en acceso, habilidades, uso y resultados digitales, junto con características sociodemográficas y territoriales, y examina sus asociaciones con EFD sin atribuir causalidad ni interpretar la ausencia de significancia de una dimensión como irrelevancia conceptual.

Metodología

Enfoque y diseño de la investigación

Se realizó un estudio cuantitativo, observacional, transversal y analítico para evaluar las asociaciones entre dimensiones de la brecha digital y EFD en personas de 60 años a más residentes en el Perú durante 2024. El diseño no permite inferencia causal (Creswell & Creswell, 2018; Wang & Cheng, 2020). Las asociaciones ajustadas se estimaron mediante un modelo de regresión logística que incorporó el diseño muestral complejo de la ENAHO (Lumley, 2010).

Fuente de datos, población y muestra

Se utilizaron microdatos de la ENAHO 2024, encuesta nacional urbana y rural con diseño probabilístico, de áreas, estratificado y bietápico (INEI, 2024b). La muestra descriptiva comprendió 19 176 personas (4 106 435 expandidas). Nueve registros con P301A = 99 se trataron como educación perdida; por lo tanto, el modelo definitivo utilizó 19 167 observaciones (4 104 411 expandidas). El diseño fue svydesign(ids = ~CONGLOME, strata = ~ESTRATO, weights = ~FAC-

TORA07, nest = TRUE); los recuentos muestrales y poblaciones expandidas se mantuvieron diferenciados.

Unidad de análisis e informante

La unidad de análisis fue la persona adulta mayor. Se consideró informante directo cuando CODPERSO = CODINFOR y proxy cuando fueron distintos (INEI, 2024a). La respuesta proxy no modificó la unidad de análisis ni fue criterio de exclusión, pero se reconoció como posible fuente de error de medición (Neumann et al., 2000).

Elemento	Variable/regla	Uso
Conglomerado	CONGLOME	Conglomeración
Estrato	ESTRATO	Estratificación
Factor de expansión	FACTORA07	Ponderación poblacional
Diseño	svydesign(ids=~CONGLOME, strata=~ESTRATO, weights=~FACTORA07, nest=TRUE)	Objeto de encuesta
Informante directo	CODPERSO = CODINFOR	Respuesta de la propia persona
Informante proxy	CODPERSO ≠ CODINFOR	Respuesta de otro integrante

Tabla 1: *Diseño muestral e informante.*
Nota: *ENAHO 2024.*

Operacionalización de variables

Las variables distinguieron acceso material, habilidades, uso efectivo y resultados digitales (Scheerder et al., 2017; van Deursen & Helsper, 2015). Los códigos se contrastaron con el Diccionario de Datos ENAHO 2024 (INEI, 2024a); la operacionalización completa de las variables se detalla en la siguiente tabla:

Dimensión	Variable	Fuente ENAHO	Construcción/ codificación	Escala/ referencia
Dependiente	EFD	P558H1_7; P558H1_8	1 = no uso de ninguno; 0 = uso de al menos uno	Binaria; proxy acotada; no incluye cuentas
Acceso	Internet hogar	P1144	Disponibilidad de conexión fija o móvil	Ref.: sin Internet
Habilidades	IHD	P316$1, $2, $7, $12	(I1 + I2 + I7 + I12) / 4; P314A=2 -> 0	Continua 0-1
Uso	IUETIC	P314D; P314B$1-$7; P314B1_1,2,6,7,8,9	(F + L + D) / 3; P314A=2 -> 0	Continua 0-1
Resultados	IRD	P316$5, $6, $8	(R5 + R6 + R8) / 3; P314A=2 -> 0	Continua 0-1
Covariable	Edad	P208A	Años cumplidos	Continua
Covariable	Sexo	P207	Factor	Ref.: hombre
Covariable	Educación	P301A	Primaria o menos: 1,2,3,4,12; secundaria: 5,6; superior: 7-11; 99=perdido	Ref.: primaria o menos
Covariable	Región	DOMINIO	Costa 1-3; Sierra 4-6; Selva 7; Lima 8	Ref.: Costa
Covariable	Celular hogar	P1142	Disponibilidad de teléfono celular	Ref.: sin celular

Tabla 2: *Operacionalización de variables.*
Nota: *El IHD es una aproximación operativa basada en actividades autoinformadas, no una escala psicométrica ni una prueba objetiva. P316$3 y P316$4 no forman parte del IRD. La justicia digital no se operacionalizó empíricamente. Elaboración propia con microdatos ENAHO 2024.*

Exclusión financiera digital

La EFD se construyó con P558H1_7 y P558H1_8 (INEI, 2024a): EFD = 1 indicó no uso de ninguno de los medios digitales considerados para comprar alimentos de pan llevar en los últimos 12 meses y EFD = 0, uso de al menos uno. Es una proxy operativa y acotada: no incorpora tenencia de cuentas ni representa exhaustivamente otras operaciones financieras digitales.

Acceso material a Internet

El acceso material se midió con P1144, disponibilidad de internet fijo o móvil en el hogar, con hogar sin conexión como referencia (INEI, 2024a). No equivale al uso

individual de Internet (Scheerder et al., 2017; van Deursen & van Dijk, 2014).

Índice de Habilidades Digitales

El IHD fue el promedio de cuatro indicadores binarios (P316$1, $2, $7 y $12), en escala 0-1; para P314A = 2 tomó valor cero. Se interpretó como aproximación operativa basada en actividades autoinformadas, no como escala psicométrica ni prueba objetiva (Helsper & Eynon, 2013).

Índice de Uso Efectivo de TIC

El IUETIC integró frecuencia (F), lugares (L) y dispositivos (D): IUETIC = (F + L + D) / 3 (van Deursen & van Dijk, 2014). F provino de P314D, recodificada como 1, 0.66, 0.33 y 0; L incluyó siete indicadores P314B y D seis P314B1, con igual ponderación. Para P314A = 2, IUETIC = 0. La reconstrucción registro por registro produjo diferencia máxima absoluta = 0; la recodificación de P314D fue una decisión analítica del estudio, no una ponderación oficial del INEI. El detalle de componentes del IUETIC se desarrollan a continuación:

Componente	Variables	Construcción
Frecuencia (F)	P314D	Recodificación analítica: diario=1; semanal=0.66; mensual=0.33; cada dos meses o menor=0
Lugares (L)	P314B$1 a P314B$7	(P314B$1 + ... + P314B$7) / 7
Dispositivos (D)	P314B1_1, _2, _6, _7, _8, _9	Suma de seis indicadores / 6
IUETIC	F, L, D	(F + L + D) / 3

Tabla 3: *Componentes del IUETIC*
Nota: *Los indicadores de lugares y dispositivos fueron recodificados binariamente antes de agregarse. La reconstrucción independiente registro por registro produjo diferencia máxima absoluta = 0. Elaboración propia con microdatos ENAHO 2024.*

Índice de Resultados Digitales

El IRD promedió P316$5, P316$6 y P316$8 (educación/capacitación, interacción con entidades públicas y venta por internet) en escala 0-1; para P314A = 2 tomó cero. P316$3 y P316$4 se excluyeron para evitar solapamiento conceptual con EFD (van Deursen & Helsper, 2015).

Covariables

Las covariables fueron edad (P208A), sexo (P207), educación (P301A), región (DOMINIO) y celular en el hogar (P1142). La variable edad fue continua; las referencias fueron hombre, primaria o menos, Costa y hogar sin celular. La variable educación se agrupó en primaria o menos,

secundaria y superior; P301A = 99 fue perdido. La variable región se agrupó en Costa, Sierra, Selva y Lima (INEI, 2024a). Con esas consideraciones, la justicia digital no se operacionalizó empíricamente (Heeks, 2021).

Preparación de datos y valores faltantes

No hubo faltantes en las variables analíticas salvo educación: nueve registros (0.0469 %). No se imputó y el modelo se estimó con 19 167 casos completos. La decisión no se basó en un umbral porcentual, pues la proporción de faltantes por sí sola no determina la pertinencia de imputación (Little & Rubin, 2019; Madley-Dowd et al., 2019).

Estrategia de análisis estadístico

Los análisis incorporaron ponderación, estratificación y conglomeración. Para variables continuas se estimaron medias, errores estándar, desviaciones estándar y rangos; para categóricas, porcentajes ponderados. La EFD se estimó globalmente y por sexo, región, educación y grupos etarios; la edad se mantuvo continua en el modelo.

Las asociaciones ajustadas se estimaron mediante survey::svyglm() con enlace logit y familia quasibinomial(), para la respuesta binaria y la inferencia ajustada al diseño (Hosmer et al., 2013; Lumley, 2010). Su uso no respondió a sobredispersión severa. Por otro lado, la interpretación principal utilizó efectos marginales promedio (AME), errores estándar, IC95 % y valores de p; las variables categóricas se expresaron como contrastes discretos. Para IHD e IUETIC, el AME corresponde a una variación de una unidad en escala 0-1 (Cameron & Trivedi, 2005; Williams, 2012).

Los AME se eligieron como escala principal de interpretación porque expresan cambios promedio en probabilidades estimadas y facilitan la comparación sustantiva de un modelo no lineal. Para variables continuas representan el promedio de los efectos marginales individuales; para variables categóricas, diferencias discretas frente a la categoría de referencia. Esta lectura complementa, pero no sustituye, los coeficientes logit completos reportados en el Apéndice A.

Diagnósticos y sensibilidad

Se evaluaron dependencia y concentración de ceros entre internet, IHD, IUETIC e IRD; la colinealidad mediante GVIF de un modelo auxiliar ponderado, ajustados como GVIF^(1/(2gl)) (Fox & Monette, 1992); y la sensibilidad IHD-IUETIC mediante BIC para diseños complejos (Lumley & Scott, 2015). El desempeño se resumió con pseudo-R^2 de Cox-Snell, AIC ajustado, BIC, AUC y Brier ponderados (Brier, 1950; Lumley, 2017; Steyerberg et al., 2010). La calibración se examinó por deciles y con una prueba F ajustada de residuos medios por grupos de probabilidad predicha (Archer & Lemeshow, 2006). También se evaluó exploratoriamente IHD × educación. Los diagnósticos se usaron para estabilidad e interpretación, no para predicción individual; la prueba F no se interpretó como Hosmer-Lemeshow convencional. El detalle figura en el Apéndice B.

Software y reproducibilidad

El procesamiento se realizó en R 4.6.1 (R Core Team, 2026) y los modelos con survey 4.5 (Lumley, 2004; 2010). Los microdatos son públicos en el Sistema de Microdatos del INEI (s.f.). Los scripts y

materiales de reproducción estarán disponibles previa solicitud razonable al autor de correspondencia.

Consideraciones éticas

Se utilizaron microdatos públicos, sin nueva recolección ni contacto con participantes. El INEI resguarda el secreto estadístico y la información individual no puede divulgarse de forma identificada conforme al artículo 97 del Decreto Supremo N.º 043-2001-PCM (INEI, s.f.; Presidencia del Consejo de Ministros, 2001).

Resultados

Características de la población y prevalencia de EFD

La muestra descriptiva incluyó 19 176 personas (4 106 435 expandidas). La edad media ponderada fue 69.87 años (EE = 0.10; DE = 8.03) y la EFD alcanzó 96.10 % (EE = 0.27 p.p.). Las medias de IHD, IUETIC e IRD fueron 0.3005, 0.2121 y 0.0254; 87.39 % residía en hogares con Internet, 92.40 % con celular y 19.62 % de las respuestas ponderadas fueron proxy (Tabla 4).

Característica	Categoría/estadístico	Estimación ponderada
EFD	Prevalencia	96.10%
	EE	0.27 p.p.
Edad	Media (EE)	69.8679 (0.0981)
	DE; rango	8.0314; 60-98
IHD	Media (EE)	0.3005 (0.0053)
	DE; rango	0.3489; 0-1
IUETIC	Media (EE)	0.2121 (0.0036)
	DE; rango	0.2309; 0-0.7540
IRD	Media (EE)	0.0254 (0.0015)
	DE; rango	0.1087; 0-1
Internet en el hogar	No	12.61%
	Sí	87.39%
Sexo	Hombre	46.52%
	Mujer	53.48%
Educación	Primaria o menos	50.99%
	Secundaria	30.73%
	Superior	18.28%

Región	Costa	24.37%
	Sierra	28.56%
	Selva	9.77%
	Lima	37.30%
Celular en el hogar	No	7.60%
	Sí	92.40%
Informante	Directo	80.38%
	Proxy	19.62%

Tabla 4: *Características ponderadas de la población de adultos mayores, ENAHO 2024.*
Nota: *EE = error estándar; DE = desviación estándar; p.p. = puntos porcentuales. Las estimaciones incorporan el diseño muestral complejo. La distribución educativa corresponde a casos válidos; educación presentó nueve valores perdidos. ENAHO (2024).*

Prevalencia de EFD según características sociodemográficas

La EFD fue 95.47 % en hombres y 96.64 % en mujeres. A nivel regional, la selva registró un mayor nivel con 98.98 %, seguida de la sierra con 98.50 % y, finalmente, la costa con 96.62 % y Lima con 93.16 %. Respecto a la edad, aumentó de 93.05 % en 60-64 años a 99.67 % en 80 años a más y disminuyó con educación: 99.51 % en primaria o menos, 94.96 % en secundaria y 88.48 % en superior (Tabla 5). Cabe precisar que en ese apartado las comparaciones son descriptivas.

Característica	Categoría	EFD (%)	EE (p.p.)
Sexo	Hombre	95.47	0.42
	Mujer	96.64	0.28
Región	Costa	96.62	0.32
	Sierra	98.5	0.25
	Selva	98.98	0.21
	Lima	93.16	0.64
Edad	60-64 años	93.05	0.58
	65-69 años	95.61	0.52
	70-74 años	97.85	0.36
	75-79 años	98.55	0.43
	80 años a más	99.67	0.12

Educación	Primaria o menos	99.51	0.1
	Secundaria	94.96	0.57
	Superior	88.48	0.97

Tabla 5: *Prevalencia ponderada de EFD según características sociodemográficas, ENAHO 2024.*
Nota: *EFD = exclusión financiera digital; EE = error estándar; p.p. = puntos porcentuales. Las diferencias son descriptivas y no constituyen pruebas bivariadas de significancia. ENAHO (2024).*

Asociaciones multivariadas con la EFD

El modelo utilizó 19 167 observaciones (4 104 411 expandidas). Tanto IHD (AME = −0.0677; IC95 % [−0.0930; −0.0424]; p < 0.001) e IUETIC (AME = −0.1132; IC95 % [−0.1823; −0.0441]; p = 0.0013) mostraron asociaciones negativas; una unidad completa en sus escalas 0-1 correspondió a −6.77 y −11.32 p.p., respectivamente. Estos valores son tomados con cautela por su elevada dependencia empírica.

IRD (AME = −0.0124; p = 0.3270) e internet del hogar, Sí vs. No (AME = −0.0038; p = 0.8484), no mostraron asociaciones independientes significativas. La edad se asoció con +0.24 p.p. por año (p < 0.001); secundaria y superior con −2.22 y −3.47 p.p. frente a primaria o menos (ambas p < 0.001); Sierra y Selva con +1.16 y +1.90 p.p., y Lima con −1.20 p.p. frente a Costa. Sexo y celular no fueron significativos (Tabla 6).

Variable/contraste	AME	EE	IC95 %	p
IHD	-0.0677	0.0129	[-0.0930; -0.0424]	< 0.001
IUETIC	-0.1132	0.0353	[-0.1823; -0.0441]	0.0013
IRD	-0.0124	0.0126	[-0.0371; 0.0124]	0.327
Internet hogar: Sí vs. No	-0.0038	0.0199	[-0.0417; 0.0360]	0.8484
Edad	0.0024	0.0004	[0.0015; 0.0032]	< 0.001
Mujer vs. hombre	-0.0013	0.0045	[-0.0102; 0.0076]	0.7754
Secundaria vs. primaria o menos	-0.0222	0.0051	[-0.0322; -0.0123]	< 0.001
Superior vs. primaria o menos	-0.0347	0.0061	[-0.0466; -0.0228]	< 0.001
Sierra vs. Costa	0.0116	0.0047	[0.0025; 0.0208]	0.0124
Selva vs. Costa	0.019	0.0046	[0.0099; 0.0281]	< 0.001
Lima vs. Costa	-0.012	0.0054	[-0.0226; -0.0013]	0.0276
Celular hogar: Sí vs. No	0.0005	0.0248	[-0.0481; 0.0491]	0.984

Tabla 6: *Efectos marginales promedio del modelo multivariado de EFD, ENAHO 2024.*
Nota: *AME = efecto marginal promedio; EE = error estándar; IC95 % = intervalo de confianza del 95 %. Para IHD e IUETIC, el AME corresponde a una variación de una unidad completa en la escala 0-1; las variables categóricas son contrastes discretos respecto de sus referencias. Modelo: n = 19 167. ENAHO (2024).*

La Figura 1 resume los AME y sus IC95 %.

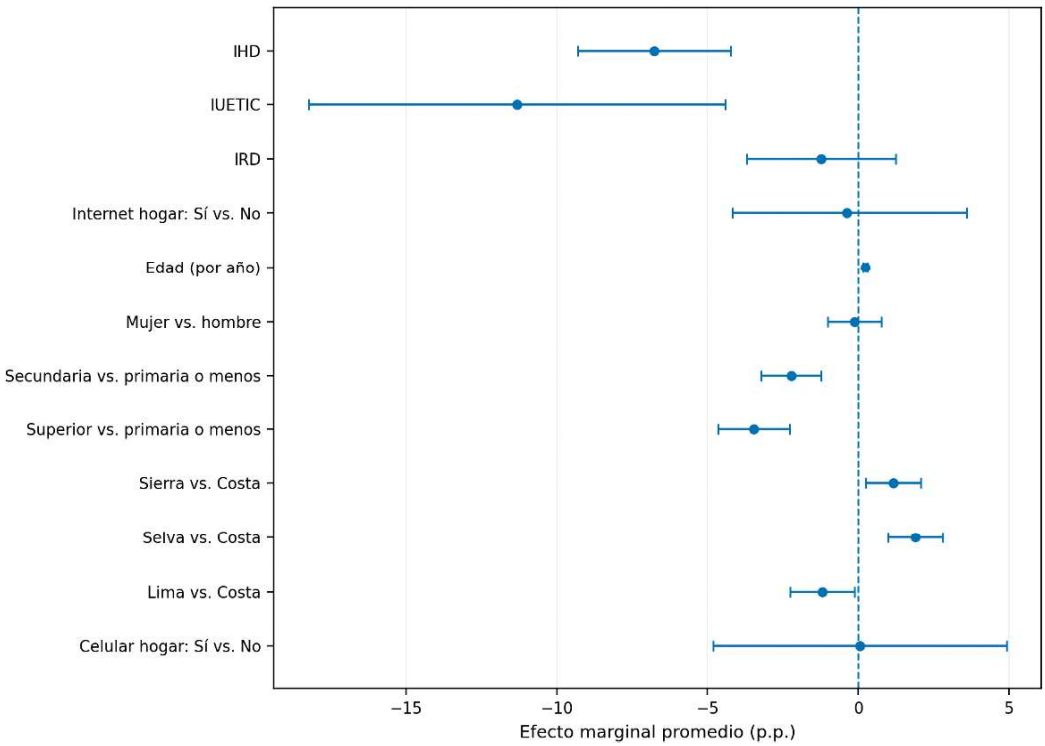


Figura 1: *Efectos marginales promedio del modelo multivariado de EFD.*
Nota: *Los puntos representan los AME y las líneas horizontales sus IC95 %. Para IHD e IUETIC, el AME corresponde a una variación completa de una unidad en escala 0-1; para la edad, a un año adicional; y para las variables categóricas, a contrastes discretos respecto de sus categorías de referencia. Elaboración propia con microdatos ENAHO 2024.*

Dependencia, colinealidad y sensibilidad

IHD e IUETIC mostraron una correlación r = 0.930 y presentaron los mayores GVIF ajustados (2.745 y 2.795); los demás oscilaron entre 1.022 y 1.437. El IRD fue cero en 99.03 % de hogares sin internet y 93.24 % con internet. Respecto al análisis de sensibilidad, el BIC fue 4873.104 en el modelo completo, 4874.579 sin IUETIC (Δ = +1.475) y 4894.099 sin IHD (Δ = +20.995); se mantuvo el modelo completo sin asumir superioridad contundente frente al modelo sin IUETIC.

Ajuste, discriminación y calibración

El pseudo-R^2 de Cox-Snell fue 0.079076; AIC ajustado, 4809.570; BIC, 4873.104; dispersión, 1.071942; AUC ponderada, 0.877; y Brier ponderado, 0.033389. La máxima discrepancia observada-predicha por deciles fue ≈1.09 p.p., pero la prueba F ajustada fue significativa, F (9, 4820) =

558.3164, $p < 2.22 \times 10^{-16}$; en ese sentido, el modelo presenta buena discriminación y calibración estadísticamente imperfecta.

Análisis exploratorio de heterogeneidad educativa

No hubo evidencia de interacción IHD × educación: secundaria ($\beta = -0.2805$; $p = 0.8114$), superior ($\beta = -0.2423$; $p = 0.8263$) ni prueba conjunta, $F(2, 4815) = 0.0308$, $p = 0.9697$. El análisis fue exploratorio y no integró la especificación principal.

Discusión

Síntesis de los hallazgos

Bajo la proxy utilizada, la EFD se asoció con habilidades digitales, uso efectivo de TIC, edad, educación y territorio; Internet y celular en el hogar, IRD y sexo no mostraron asociaciones independientes significativas. El patrón es consistente con una brecha digital multidimensional, donde acceso, habilidades, usos y resultados se relacionan sin ser equivalentes (Scheerder et al., 2017; van Deursen & Helsper, 2015). Se precisa que la prevalencia de EFD se limita al no uso de los medios digitales considerados para compras de alimentos de pan llevar, no a todo el sistema financiero digital.

Habilidades digitales, uso efectivo y acceso

Las asociaciones negativas de IHD e IUETIC son coherentes con la literatura que desplaza la brecha digital desde el acceso hacia habilidades, formas de uso y beneficios obtenidos (Scheerder et al., 2017; van Deursen & van Dijk, 2014). Hargittai y Dobransky (2017) mostraron heterogeneidad de habilidades y usos entre personas mayores; Mei (2024), relevancia de la alfabetización digital para banca móvil; y Aurazo y Vega (2021), mayor uso de pagos digitales en Perú entre personas con mayor educación, residencia urbana y acceso a internet.

Sin embargo, se no se considera relevante establecer una jerarquía entre IHD e IUETIC a partir de sus AME. Su correlación fue $r = 0.930$, los mayores GVIF se concentraron en ambos y la diferencia de BIC entre el modelo completo y el modelo sin IUETIC fue pequeña. La evidencia respalda la relevancia conjunta de capacidades y prácticas digitales, esto debe ser tomado con cautela sobre sus contribuciones independientes.

La no significancia de internet del hogar tampoco implica irrelevancia del acceso material, por otro lado, la conectividad residencial se relacionó con los índices digitales, pero no equivale al uso individual. La expansión del acceso puede coexistir con desigualdades en habilidades y usos (van Dijk, 2020; Helsper, 2021).

La diferencia entre las variables P114 y P314A resulta especialmente importante porque P1144 mide conectividad del hogar, mientras P314A identifica uso individual reciente. En los datos, los índices digitales se concentraron en valores bajos entre quienes residían en hogares sin conexión, pero no fueron matemáticamente equivalentes a P1144. Por ello, la ausencia de una asociación independiente para internet del hogar debe interpretarse después del ajuste conjunto y no como negación del papel habilitante de la conectividad.

Edad, educación y territorio

El gradiente creciente con la edad confirma heterogeneidad dentro de la población mayor (Hargittai & Dobransky, 2017). Secundaria y superior se asociaron con

menor EFD, coherentemente con desigualdades educativas y residenciales descritas por Sunkel y Ullmann (2019) y con la evidencia peruana de Aurazo y Vega (2021). Sierra y Selva mostraron probabilidades mayores que Costa y Lima una menor; el modelo no identifica mecanismos específicos, por lo que infraestructura, urbanización u oferta financiera son hipótesis no descompuestas empíricamente y el territorio debe interpretarse como marcador contextual, no como causa.

La educación presentó además un patrón coherente entre descripción y modelo ajustado: la prevalencia de EFD disminuyó conforme aumentó el nivel educativo y las categorías secundaria y superior conservaron asociaciones negativas frente a primaria o menos. Este resultado es compatible con la función que la literatura atribuye al capital educativo en la adquisición y diversificación de competencias digitales, sin convertir la asociación observada en una relación causal.

IRD y justicia digital

El IRD no mostró asociación independiente significativa. Al excluir componentes próximos a compras en línea y operaciones financieras, se evitó la circularidad con EFD; su no significancia no refuta la brecha de tercer nivel, pues el índice disponible representa tres resultados específicos y está fuertemente concentrado en cero (van Deursen & Helsper, 2015). La justicia digital permanece como marco interpretativo: Heeks (2021) plantea que la inclusión digital puede coexistir con desigualdades de poder y valor, dimensiones no medidas directamente por la ENAHO. La ausencia de interacción IHD × educación no prueba ni refuta dicho marco.

Implicancias y limitaciones

Los hallazgos sugieren que las políticas dirigidas a personas mayores consideren, además de conectividad y dispositivos, capacidades y oportunidades de uso significativo. El Plan Estratégico Multisectorial de la Política Nacional de Inclusión Financiera (PNIF) reconoce rezagos de esta población en acceso tecnológico y capacidades digitales e incorpora medidas de educación financiera e infraestructura digital (Ministerio de Economía y Finanzas [MEF], 2021). Estas orientaciones derivan de asociaciones observacionales, no de efectos de intervenciones evaluadas.

Las diferencias etarias, educativas y territoriales también desaconsejan intervenciones uniformes. En ese sentido, una estrategia de inclusión puede requerir niveles distintos de acompañamiento, aprendizaje y continuidad de canales alternativos según experiencia digital y contexto. El estudio no evaluó programas específicos, por lo que estas implicancias deben entenderse como criterios para el diseño y la investigación de intervenciones futuras, no como estimaciones de eficacia.

Entre las fortalezas destacan la encuesta probabilística nacional, el ajuste por diseño complejo, los AME con incertidumbre y los diagnósticos. Las limitaciones son: el diseño transversal sin inferencia causal; EFD como proxy específica; 19.62 % ponderado de respuestas proxy; alta correlación IHD-IUETIC; concentración de ceros en índices e IRD; la justicia digital que no fue medida directamente; y calibración estadísticamente imperfecta. El modelo es asociativo poblacional, no predictivo individual. Las diferencias etarias, educativas y territoriales justifican investigar estrategias diferenciadas, sin interpretarlas como estimaciones de eficacia.

Conclusiones

Bajo la proxy utilizada, mayores habilidades digitales y uso efectivo de TIC se asociaron con menor EFD; la edad con mayor probabilidad, y se observaron diferencias educativas y territoriales. Internet y celular en el hogar, IRD y sexo no mostraron asociaciones independientes significativas. La ausencia de significancia del acceso no implica irrelevancia, sino diferenciación entre conectividad, habilidades y uso.

El IRD evitó la circularidad y no mostró asociación independiente. La elevada dependencia IHD-IUETIC exige cautela y favorece una lectura conjunta de capacidades y prácticas digitales. El aporte consiste en evidencia poblacional nacional ajustada al diseño complejo de la ENAHO sobre la naturaleza multidimensional de la EFD en adultos mayores peruanos; la justicia digital se mantuvo como marco interpretativo, no como constructo medido.

La evidencia también muestra que la conectividad del hogar y el uso individual de Internet no son conceptos intercambiables. En consecuencia, las políticas y futuras investigaciones deberían distinguir disponibilidad material, apropiación y capacidad de convertir el uso digital en prácticas financieramente relevantes, evitando reducir la inclusión a la sola presencia de infraestructura.

Los resultados son asociativos y están condicionados por el diseño transversal, la definición acotada de EFD, las respuestas proxy, la correlación entre índices, la concentración de ceros y la calibración imperfecta. No deben emplearse para predicción individual, pero pueden orientar nuevas investigaciones y estrategias que distingan disponibilidad material, apropiación, uso significativo y heterogeneidad sociodemográfica y territorial.

Referencias bibliográficas

Archer, K., & Lemeshow, S. (2006). Goodness-of-fit test for a logistic regression model fitted using survey sample data. *The Stata Journal, 6*(1), 97-105. https://doi.org/10.1177/1536867X0600600106

Aurazo, J., & Vega, M. (2021). Why people use digital payments: Evidence from micro data in Peru. *Latin American Journal of Central Banking, 2*(4), 100044. https://doi.org/10.1016/j.latcb.2021.100044

Brier, G. W. (1950). Verification of forecasts expressed in terms of probability. *Monthly Weather Review, 78*(1), 1-3. https://doi.org/10.1175/1520-0493(1950)078<0001:VOFEIT>2.0.CO;2

Cameron, A., & Trivedi, P. (2005). *Microeconometrics: Methods and applications.* Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511811241

Creswell, J., & Creswell, J. (2018). Research design: *Qualitative, quantitative, and mixed methods approaches* (5th ed.). SAGE Publications.

Escuder, S., Liesegang, R., & Rivoir, A. (2020). Usos y competencias digitales en personas mayores beneficiarias de un plan de inclusión digital en Uruguay. *Psicología, Conocimiento y Sociedad, 10*(1), 54-80. https://doi.org/10.26864/PCS.v10.n1.3

Fox, J., & Monette, G. (1992). Generalized collinearity diagnostics. *Journal of the American Statistical Association, 87*(417), 178-183. https://doi.org/10.1080/01621459.1992.10475190

Friemel, T. (2016). The digital divide has grown old: Determinants of a digital divide among seniors. *New Media & Society, 18*(2), 313-331. https://doi.org/10.1177/1461444814538648

Hargittai, E., & Dobransky, K. (2017). Old dogs, new clicks: Digital inequality in skills and uses among older adults. *Canadian Journal of Communication, 42*(2), 195-212. https://doi.org/10.22230/cjc.2017v42n2a3176

Heeks, R. (2021). *From digital divide to digital justice in the Global South: Conceptualising adverse digital incorporation* (Digital Development Working Paper No. 90). Centre for Digital Development, University of Manchester. https://doi.org/10.2139/ssrn.3907633

Helsper, E. (2012). A corresponding fields model for the links between social and digital exclusion. Communication *Theory, 22*(4), 403-426. https://doi.org/10.1111/j.1468-2885.2012.01416.x

Helsper, E. (2021). The digital disconnect: *The social causes and consequences of digital inequalities. SAGE Publications. https://doi.*org/10.4135/9781526492982

Helsper, E., & Eynon, R. (2013). Distinct skill pathways to digital engagement. *European Journal of Communication, 28*(6), 696-713. https://doi.org/10.1177/0267323113499113

Hosmer, D., Jr., Lemeshow, S., & Sturdivant, R. (2013). *Applied logistic regression* (3rd ed.). Wiley. https://doi.org/10.1002/9781118548387

Instituto Nacional de Estadística e Informática. (s.f.). *Sistema de Microdatos.* Recuperado el 2 de septiembre de 2026. https://proyectos.inei.gob.pe/microdatos/

Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2024a). *Encuesta Nacional de Hogares 2024: Diccionario de datos.* https://proyectos.inei.gob.pe/iinei/srienaho/Descarga/DocumentosMetodologicos/2024-55/20_Diccionario_2024.pdf

Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2024b). *Encuesta Nacional de Hogares 2024:* Ficha técnica. https://proyectos.inei.gob.pe/iinei/srienaho/Descarga/DocumentosMetodologicos/2024-55/2_FichaTecnica.pdf

Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2025). *Las tecnologías de información y comunicación en los hogares: II trimestre 2025.* https://www1.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/boletines/informetecnico_tics_iit25.pdf

Klapper, L., Singer, D., Starita, L., & Norris, A. (2025). *The Global Findex Database 2025: Connectivity and financial inclusion in the digital economy.* World Bank. https://doi.org/10.1596/978-1-4648-2204-9

Little, R., & Rubin, D. B. (2019). *Statistical analysis with missing data* (3rd ed.). Wiley.
https://doi.org/10.1002/9781119482260

Lumley, T. (2004). Analysis of complex survey samples. *Journal of Statistical Software, 9*(8), 1-19. https://doi.org/10.18637/jss.v009.i08

Lumley, T. (2010). Complex surveys: *A guide to analysis using R.* Wiley. https://doi.org/10.1002/9780470580066

Lumley, T. (2017). Pseudo-R^2 statistics under complex sampling. *Australian & New Zealand Journal of Statistics, 59*(2), 187-194. https://doi.org/10.1111/anzs.12187

Lumley, T., & Scott, A. (2015). AIC and BIC for modeling with complex survey data. *Journal of Survey Statistics and Methodology, 3*(1), 1-18. https://doi.org/10.1093/jssam/smu021

Madley-Dowd, P., Hughes, R., Tilling, K., & Heron, J. (2019). The proportion of missing data should not be used to guide decisions on multiple imputation. *Journal of Clinical Epidemiology, 110,* 63-73. https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2019.02.016

Martínez-Domínguez, M., & Mora-Rivera, J. (2020). Internet adoption and usage patterns in rural Mexico. *Technology in Society, 60,* 101226. https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2019.101226

Mei, Y. (2024). Exploring the mechanisms driving elderly Fintech engagement: The role of social influence and the elderly's digital literacy. *Frontiers in Psychology, 15,* 1420147. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1420147

Ministerio de Economía y Finanzas. (2021). *Plan Estratégico Multisectorial de la Política Nacional de Inclusión Financiera.* https://www.mef.gob.pe/contenidos/inclusion_financiera/documentos/PNIF_plan_estrategico_mutisectorial.pdf

Neumann, P., Araki, S., & Gutterman, E. (2000). The use of proxy respondents in studies of older adults: Lessons, challenges, and opportunities. *Journal of the American Geriatrics Society, 48*(12), 1646-1654. https://doi.org/10.1111/j.1532-5415.2000.tb03877.x

Presidencia del Consejo de Ministros. (2001). *Decreto Supremo N.º 043-2001-PCM: Reglamento de Organización y Funciones del Instituto Nacional de Estadística e Informática.* https://www.gob.pe/institucion/inei/informes-publicaciones/2394038-reglamento-de-organizacion-y-funciones-rof

R Core Team. (2026). R: *A language and environment for statistical computing.* R Foundation for Statistical Computing. https://doi.org/10.32614/R.manuals

Scheerder, A., van Deursen, A., & 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

Steyerberg, E., Vickers, A., Cook, N., Gerds, T., Gonen, M., Obuchowski, N., Pencina, M., & Kattan, M. (2010). Assessing the performance of prediction models: A framework for traditional and novel measures. *Epidemiology, 21*(1), 128-138. https://doi.org/10.1097/EDE.0b013e3181c30fb2

Sunkel, G., & Ullmann, H. (2019). Las personas mayores de América Latina en la era digital: Superación de la brecha digital. Revista de la *CEPAL, 127,* 243-268. https://doi.org/10.18356/db143bd3-es

Tirado-Morueta, R., Rodríguez-Martín, A., Álvarez-Arregui, E., Ortíz-Sobrino, M. Á., & Aguaded-Gómez, J. I. (2021). Understanding internet appropriation among older people through institutional supports in Spain. *Technology in Society, 64,* 101505. https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2020.101505

van Deursen, A., & Helsper, E. (2015). The third-level digital divide: Who benefits most from being online? In L. Robinson, S. R. Cotten, J. Schulz, T. M. Hale, & A. Williams (Eds.), *Communication and information technologies annual: Digital distinctions and inequalities* (Vol. 10, pp. 29-52). Emerald Group Publishing. https://doi.org/10.1108/S2050-206020150000010002

van Deursen, A., & van Dijk, J. (2014). The digital divide shifts to differences in usage. *New Media & Society, 16*(3), 507-526. https://doi.org/10.1177/1461444813487959

van Dijk, J. (2020). *The digital divide.* Polity Press.

Wang, X., & Cheng, Z. (2020). Cross-sectional studies: Strengths, weaknesses, and recommendations. *Chest, 158*(1, Suppl.), S65-S71. https://doi.org/10.1016/j.chest.2020.03.012

Williams, R. (2012). Using the margins command to estimate and interpret adjusted predictions and marginal effects. *The Stata Journal, 12*(2), 308-331. https://doi.org/10.1177/1536867X1201200209

Apéndices

Apéndice A. Modelo logístico principal definitivo

Predictor	β	EE	t	p
Intercepto	1.98061	1.18225	1.675	0.093942
Internet: Sí vs. No	-0.11841	0.6474	-0.183	0.85488
IHD	-2.02043	0.36842	-5.484	< 0.001
IUETIC	-3.37757	1.07103	-3.154	0.001623
IRD	-0.36909	0.37619	-0.981	0.326576
Edad	0.07041	0.0124	5.679	< 0.001
Mujer vs. hombre	-0.0386	0.13549	-0.285	0.775742
Secundaria vs. primaria o menos	-0.9613	0.24593	-3.909	< 0.001
Superior vs. primaria o menos	-1.28865	0.2583	-4.989	< 0.001
Sierra vs. Costa	0.43797	0.18399	2.38	0.017331
Selva vs. Costa	0.82868	0.23636	3.506	< 0.001
Lima vs. Costa	-0.3352	0.1487	-2.254	0.024227
Celular: Sí vs. No	0.01478	0.73177	0.02	0.983884

Tabla A1: *Coeficientes del modelo logístico ajustado al diseño muestral complejo para EFD*
Nota: *Modelo survey::svyglm(), enlace logit, familia quasibinomial(). n = 19 167; población expandida = 4 104 411. Referencias: sin Internet, hombre, primaria o menos, Costa y sin celular. Los valores de p corresponden a coeficientes logit y pueden diferir de los asociados a AME. Dispersión = 1.071942; 9 iteraciones de Fisher Scoring. ENAHO (2024).*

DOI: https://doi.org/10.33324/udaakadem.vi18.1222

Apéndice B. Diagnósticos y análisis complementarios

B1. Dependencia entre conectividad e índices digitales

Indicador	Hogar sin Internet	Hogar con Internet
Media IHD	0.0469	0.3371
Media IUETIC	0.0329	0.2379
Media IRD	0.0047	0.0284
IHD = 0	92.20%	47.76%
IUETIC = 0	92.20%	47.71%
IRD = 0	99.03%	93.24%

Tabla B1A: *Distribución de índices según conexión a Internet en el hogar.*
Nota: *ENAHO (2024).*

Variable	Internet hogar	IHD	IUETIC	IRD
Internet hogar	1	0.276	0.295	0.073
IHD	0.276	1	0.93	0.317
IUETIC	0.295	0.93	1	0.318
IRD	0.073	0.317	0.318	1

Tabla B1B: *Correlaciones entre dimensiones digitales.*
Nota: *Internet corresponde a P1144 (conexión en el hogar), no a P314A (uso individual). La correlación IHD-IUETIC = 0.930 indica alta redundancia empírica, no equivalencia conceptual. ENAHO (2024).*

B2. Colinealidad y sensibilidad

Predictor	GVIF	gl	GVIF^(1/(2gl))
Internet	2.066	1	1.437
IHD	7.533	1	2.745
IUETIC	7.812	1	2.795
IRD	1.176	1	1.085
Edad	1.195	1	1.093
Sexo	1.044	1	1.022
Educación	1.767	2	1.153
Región	1.217	3	1.033
Celular	2.038	1	1.428

Tabla B2A: *Diagnóstico de colinealidad.*
Nota: *Elaboración propia con microdatos ENAHO 2024.*

Especificación	BIC	ΔBIC
Modelo completo	4873.104	0

Tabla B2B: *Sensibilidad de la especificación.*
Nota: *Los GVIF proceden de un modelo auxiliar ponderado con finalidad diagnóstica. El modelo completo presentó el menor BIC, pero la diferencia frente al modelo sin IUETIC fue pequeña. ENAHO (2024).*

B3. Ajuste, desempeño y calibración

Indicador	Resultado
Pseudo-R^2 Cox-Snell	0.079076
AIC ajustado por diseño	4809.57
eff.p	32.3291
deltabar	2.6941
BIC	4873.104
AUC ponderada	0.876986
Brier ponderado	0.033389
Dispersión quasibinomial	1.071942

Tabla B3A: *Indicadores globales.*
Nota: *ENAHO (2024).*

Decil	Observado (%)	Predicho (%)	Diferencia (p.p.)
1	83.25	84.03	-0.78
2	94.09	92.99	1.09
3	96.85	96.75	0.1
4	98.94	99.07	-0.12
5	99.53	99.75	-0.23
6	100	99.87	0.13
7	100	99.91	0.09
8	99.89	99.94	-0.05
9	99.93	99.96	-0.02
10	99.97	99.98	≈0.00

Tabla B3B: *Calibración por deciles.*
Nota: *La máxima discrepancia absoluta fue aproximadamente 1.09 p.p. Prueba F ajustada de residuos medios por grupos de probabilidad predicha: $F(9, 4820) = 558.3164$, $p < 2.22 \times 10^{-16}$. El modelo mostró buena discriminación y calibración estadísticamente imperfecta. El pseudo-R^2 no debe interpretarse como porcentaje de varianza explicada. ENAHO (2024).*

B4. Análisis exploratorio de interacción

No hubo evidencia de interacción IHD × educación: secundaria ($\beta = -0.2805$; $p = 0.8114$), superior ($\beta = -0.2423$; $p = 0.8263$) ni prueba conjunta, $F(2, 4815) = 0.0308$, $p = 0.9697$. El análisis fue complementario y no operacionalizó empíricamente la justicia digital.