

Fernando González Vigil y Pilar Obando Hirano (editores)

15

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2017

Sol Acuña Flores
Renzo Gabriele Arfinengo Roda
Diana Cáceres Atencio
Diego Camacho Valencia Dongo
Naara Cancino Díaz
Luis Cruz Cóndor
Mariano Fuster de Bracamonte
Alejandra Guardia Muguruza
Sandra Huaitalla Rosado
Karen Huaringa Aliaga
Cynthia Laura Eulogio
Renzo Muñoz-Nájar Deza
Rodrigo Ojeda del Arco Bautista
Nicolle Pegot-Dgier Rodrigo
Alonso Takamure Guibu
Cristina Meykin Wong Tsang



FONDO
EDITORIAL

UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO

Fernando González Vigil y Pilar Obando Hirano (editores)

15

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de investigación
económica 2017

Sol Acuña Flores
Renzo Gabriele Arfinengo Roda
Diana Cáceres Atencio
Diego Camacho Valencia Dongo
Naara Cancino Díaz
Luis Cruz Cóndor
Mariano Fuster de Bracamonte
Alejandra Guardia Muguruza
Sandra Huaitalla Rosado
Karen Huaranga Aliaga
Cynthia Laura Eulogio
Renzo Muñoz-Nájar Deza
Rodrigo Ojeda del Arco Bautista
Nicolle Pegot-Ogier Rodrigo
Alonso Takamure Guibu
Cristina Meykin Wong Tsang



FONDO
EDITORIAL

UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO

La infraestructura económica (no urbana) como política *win-win* en el Perú: hacia el crecimiento económico y la lucha contra la desigualdad¹

Diana Cáceres Atencio
Luis Cruz Cóndor

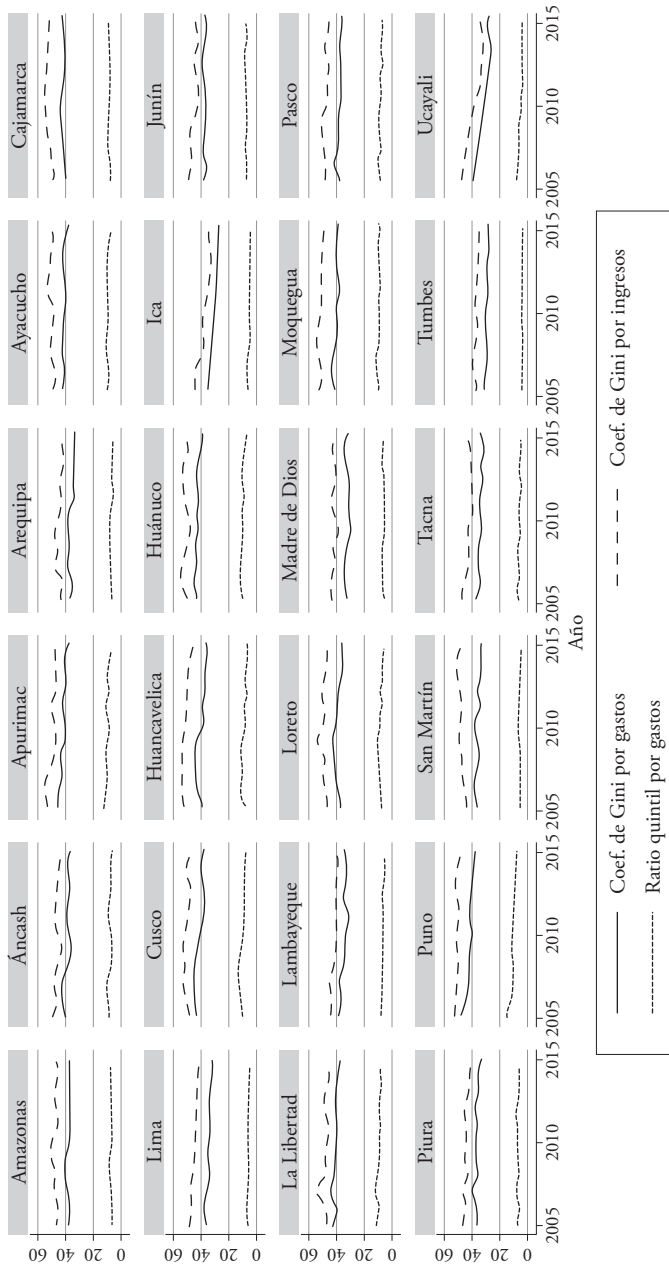
1. Introducción

La relación negativa entre crecimiento económico y desigualdad es ampliamente aceptada desde su demostración por Kuznets. El Perú ha mantenido una trayectoria positiva de crecimiento económico (5,7%) entre 2005 y 2016, superior en algunos años al promedio mundial (INEI, 2017b). Además, la economía peruana se ubica en la mitad del *ranking* de competitividad mundial 2015-2016 (WEF, 2015). Sin embargo, si bien la desigualdad del gasto se ha reducido en un 17,1% a nivel nacional durante el período 2005-2015, solo se redujo un 9,4% en el ámbito rural. Como se observa en la figura 1, dicha reducción fue heterogénea a nivel departamental: en 22 departamentos, la desigualdad del gasto se redujo; en 2, no varió (Amazonas y Junín); y en 1, aumentó (Cajamarca).

Pero hay especialistas que cuestionan la relación negativa entre desigualdad e ingresos. Mientras que López (2003) solo la acepta como poco significativa, otros autores proponen una relación positiva entre ambas variables. Para el caso de la India, Bajar & Rajeev (2015) encuentran que, si el crecimiento es en el sector industrial, este sería un causante de desigualdad en vez de reducirla. Y en Brasil hubo un impacto positivo del crecimiento sobre la desigualdad durante el período 1976-1996, según un estudio de Paes de Barros (1998, citado por Bourguignon, 2004, p. 15).

¹ Este ensayo ha sido elaborado por Diana Cáceres Atencio con base en el Trabajo de Investigación Económica del mismo título que realizó con Luis Cruz Cóndor y concluyó en junio de 2017. Ambos autores agradecen al Mg. Gustavo Guerra-García Picasso, asesor de la investigación.

Figura 1
Indicadores de desigualdad por departamento (2005-2015)



Fuente: Enahó, 2005-2015. Elaboración propia.

Según Steiner & Sabogal (2011), el crecimiento económico se siente menos en los sectores menos productivos, dadas las imperfecciones del mercado laboral y la segmentación de mercados. Para el Perú, haciendo referencia a Tello (2013), Arpi (2015) aborda la heterogeneidad a nivel departamental mencionando que el crecimiento y la reducción de la pobreza no lograrán un desarrollo igualitario entre las regiones sin un cambio estructural en la matriz productiva (extractiva) y en el mercado laboral (actividades de baja productividad y alta informalidad).

En la misma línea, Casas (2013) observa que no necesariamente aquellas regiones que perciben canon reducen su desigualdad, sino lo contrario, dado que la actividad extractiva es intensiva en capital físico y no en capital humano, lo que genera concentración del ingreso. Y el sector informal representa el 73,2% del mercado laboral peruano y se caracteriza por la subutilización de factores productivos y baja productividad (*Gestión*, 2016). De modo que, en la práctica, no siempre se arriba a la curva de Kuznets tras incorporar las especificidades (*fixed-effects*) en la ecuación (Deininger & Squire, 1998).

Este análisis es de vital importancia para diseñar políticas apropiadas, ya que la desigualdad puede intensificar la pobreza y afectar el crecimiento económico, con ocasional causalidad bidireccional. Si los activos económicos de los pobres participan más de la producción, reeditarán más ingreso. Así, **la pobreza será más sensible al crecimiento mientras más igualitaria sea la distribución. El efecto desigualdad** es que, dada la disparidad en los ingresos, el crecimiento económico tendrá una relación positiva con la pobreza en el corto plazo. En el largo plazo, se ajusta por el **efecto crecimiento**, 20 o 40 años después, según los modelos de crecimiento, lo que genera una persistencia peligrosa para la sociedad (López, 2003). En consecuencia, la vulnerabilidad de la pobreza frente a los ciclos económicos se reduce en una sociedad más igualitaria.

Al mismo tiempo, **la desigualdad puede afectar (negativamente) el crecimiento**, por varias vías: a través de **créditos a tasas diferenciadas**, los pobres enfrentan tasas mayores por falta de colateral (Steiner & Sabogal, 2011). La **teoría del votante medio** alude a que en sociedades menos igualitarias se eligen representantes que orientan las políticas hacia la redistribución de recursos (Bourguignon, 2004). La desigualdad **gesta crimen, violencia e instituciones débiles** que perpetúan la vulnerabilidad de la pobreza (Bourguignon, 2004; Steiner & Sabogal, 2011). También **entorpece la movilidad social**, porque la dispersión de ingresos determina la frontera de oportunidades de educación y condiciona la distribución de ingresos de la siguiente generación, lo que perpetúa la pobreza (Steiner & Sabogal, 2011). Por último, los **valores iniciales de**

la desigualdad determinan la trayectoria en la relación crecimiento-pobreza (Steiner & Sabogal, 2011). Entonces, «para que el crecimiento contribuya de manera efectiva a reducir la pobreza, debe ser incluyente» (Steiner & Sabogal, 2011, p. 14). De ahí que equilibrar la distribución del ingreso permite un mejor aprovechamiento del crecimiento para reducir la pobreza; en caso contrario, habrá reducciones de pobreza inferiores a las esperadas, y se desaprovecharán años de crecimiento económico.

En razón de ello, existen otras estrategias para combatir la desigualdad, con efectos positivos o negativos en el corto plazo. La asistencia social bien planificada puede contribuir a la reducción de la pobreza, con impactos directos en el corto y largo plazo (por ejemplo: nutrición infantil, control prenatal y primera infancia). Los **programas sociales** han demostrado que pueden aliviar la desigualdad incrementando el ingreso de las familias pobres (con transferencias, por ejemplo) para mejorar su consumo y alejarlas de la línea de pobreza. Pero esta estrategia es temporal y debe acompañarse, desde la planificación, de políticas que motiven a los beneficiarios a la superación definitiva de la pobreza (Burguignon, 2004). Según Steiner & Sabogal (2011), ignorar los incentivos perversos a permanecer en el sistema de asistencia resulta en políticas ineficientes de transferencias de ingresos e impuestos. En esta línea, es necesario generar empleo sostenible y evitar políticas comerciales con externalidades negativas para economías más pequeñas.

Otra estrategia es la inversión en infraestructura. Calderón & Servén (2004) establecen que dicha inversión puede mejorar el ingreso y bienestar de los pobres por encima del promedio. El desarrollo de infraestructura regional genera un círculo virtuoso de oportunidades productivas sostenibles (Guerra-García, 2010; Steiner & Sabogal, 2011) y se perfila como una política *win-win* en la relación pobreza – desigualdad – crecimiento a corto y largo plazo. Así, **el crecimiento inclusivo surge de políticas que universalizan las oportunidades de acceso a servicios y bienes básicos de calidad**. La infraestructura conlleva externalidades de inversión en el mediano plazo y de participación económica sostenible en zonas de pobreza; es decir, un mayor crecimiento potencial regional (López, 2003). Zambrano & Aguilera-Lizarazu (2011) estiman que invertir en infraestructura podría reducir la desigualdad hasta un 15% en América Latina. Arpi (2015) muestra que la inversión en infraestructura pública financiada con ingresos fiscales redujo más del 5% la desigualdad regional en América Latina entre 2003 y 2010.

En concordancia, Vásquez & Bendezú (2006) encuentran que el *stock* de infraestructura explica el 63,1% de la desigualdad en el Perú, donde Lima

concentra más del 80% de los activos. A su vez, la cobertura eléctrica, la PEA y la superficie agrícola contribuyen a reducir el impacto de la dotación regional desigual de infraestructura y generan distintos patrones de crecimiento regional; en tanto que el acceso a infraestructura vial y de telecomunicaciones condiciona la desigualdad entre los departamentos. La infraestructura de energía también sería efectiva (Calderón & Servén, 2004). Adicionalmente, la infraestructura influye en otras variables de interés; por ejemplo, la infraestructura de caminos y energía cuenta para el acceso a educación (Brenneman & Kerf, 2002), y la infraestructura sanitaria, para el acceso a salud (Fay, Leipziger, & Yepes, 2003). Según López (2003), el desarrollo de la infraestructura es una de las políticas que impactan positivamente –en el corto y largo plazo– en el crecimiento y la igualdad.

El Perú se ubica en el cuarto quintil del componente infraestructura del *ranking* de competitividad mundial (WEF, 2015). Entre 2005 y 2015, el acceso a agua potable aumentó del 53% al 75%, mientras que el acceso a desagüe pasó del 38% al 51%. La cobertura de alumbrado aumentó del 67% al 89% y la de telefonía móvil se elevó del 14% al 84% (INEI, 2016b). Hasta 2013, la extensión de la red de caminos –nacional, departamental y vecinal– era de 25.005,5 km (16%), 24.992,3 km (16%) y 106.794,5 km (68%), respectivamente. De estos, solo están pavimentados el 66% de la red nacional, el 10% de la red departamental y menos del 1% de la red vecinal (AFIN, 2016). Así, la carente articulación entre pueblos dificulta el acceso a servicios básicos y afecta la productividad y calidad de vida; ergo, **la infraestructura adecuada aumenta la ventaja comparativa del país y reduce la severidad de la pobreza² y su persistencia.**

Por lo expuesto, este estudio tiene como objetivo medir la respuesta de la dispersión del ingreso frente a cambios en la provisión de infraestructura de acceso a servicios básicos, en las cinco macrorregiones del Perú, para el período 2005-2015. Sus objetivos específicos son: estimar las elasticidades para los diferentes tipos de infraestructura, a fin de identificar qué territorios presentan mayor sensibilidad a este tipo de inversión; así como identificar si la heterogeneidad entre las sensibilidades se debe a la existencia de especificidades no observables de las regiones. En función de lo anterior, la hipótesis principal es que la infraestructura de servicios básicos es un instrumento relevante para reducir la desigualdad y aumentar el crecimiento a nivel de departamentos/

² La severidad de la pobreza es la desigualdad dentro de la población por debajo de la línea de pobreza (INEI, 2000).

regiones. Como hipótesis secundaria, se plantea que las diferencias en el impacto entre los territorios se deben a efectos fijos por región (por ejemplo: acceso al crédito, participación política, idiosincrasia). Se espera que los resultados del estudio contribuyan a una priorización inclusiva y eficiente de las inversiones.

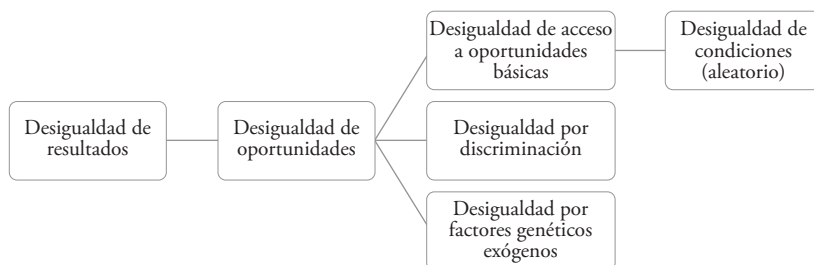
2. Marco analítico

El análisis de la sensibilidad de la desigualdad frente a incrementos en la provisión de infraestructura básica gira en torno a dos ejes principales: la desigualdad en los ingresos y el crecimiento económico. Por ello, y a la luz de la literatura especializada, el marco analítico está conformado por dos modelos: los factores determinantes de la desigualdad de oportunidades y la función de producción.

2.1 Los factores determinantes de la desigualdad de oportunidades

De conformidad con el enfoque analítico sintetizado por el Banco Mundial (2008) que se presenta en la figura 2, la desigualdad que vemos en los indicadores como el coeficiente de Gini es denominada **desigualdad de resultados**, observada en los ingresos o gasto per cápita de los hogares. Está compuesta por dos factores: la **desigualdad residual**, determinada por el azar y decisiones personales en las que solo es responsable el individuo (por ejemplo: relaciones interpersonales, ocupación, esfuerzo); y la **desigualdad de oportunidades**, determinada por circunstancias que escapan de la responsabilidad personal y configuran las oportunidades abiertas al individuo. Estas circunstancias pueden afectar de manera directa o indirecta los resultados por medio de su implicancia sobre las decisiones de las personas.

Figura 2
Síntesis de los factores determinantes de la desigualdad de oportunidades.



Fuente: Banco Mundial. (2008). Elaboración propia.

La desigualdad de oportunidades está compuesta por tres factores: la **desigualdad por factores genéticos exógenos**, determinada por el talento y la motivación individuales; la **desigualdad por discriminación**, es decir, el trato que uno puede recibir por sus valores iniciales o características intrínsecas (por ejemplo: raza, género, credo); y la **desigualdad de oportunidades básicas**, determinada por el acceso a servicios básicos en diferentes etapas de la vida (por ejemplo: nutrición, educación, empleo sostenible). Por esta razón, el Estado debe y puede combatir la desigualdad en el Perú reduciendo la desigualdad de oportunidades básicas mediante la provisión universal y adecuada de servicios básicos como política de largo plazo.

$$Des_{op}^i = f(Des_{op,b}^i(Inf_b), ef_f^i) \quad (1)$$

La ecuación (1) plantea la desigualdad de oportunidades para la región i (Des_{op}^i) como función de la desigualdad de oportunidades básicas ($Des_{op,b}^i$) y de los efectos fijos de la región (ef_f^i). El primero será una función de la provisión de infraestructura básica (Inf_b). El segundo corresponde a especificidades sociales como asistencia social o políticas macroeconómicas estables. Podemos observar que, si bien Inf_b afecta directamente a Des_{op}^i , las especificidades sociales pueden condicionar su efecto.

2.2 Infraestructura en el crecimiento actual y potencial – función de producción

Para López (2003), la infraestructura es un instrumento lógico de una política de crecimiento económico inclusivo, ya que el capital ingresa directamente en la función de producción. La inversión en infraestructura tiene un papel importante en el desarrollo de las economías, en especial en su articulación económica y competitividad, lo que genera efectos de escala y amplitud³. En este sentido, la Cepal (2004) menciona dos efectos sobre el crecimiento adicionales a su aporte al PIB. Primero, las externalidades de inversión (capitales e innovación) mejoran el crecimiento potencial. Segundo, el efecto indirecto de la provisión (adecuada) de infraestructura sobre la productividad de los factores de producción⁴.

³ Las economías de escala están relacionadas con la reducción de costos medios en función del tamaño de la producción; y las economías de amplitud o ámbito, con la diversificación productiva con base en las mismas instalaciones.

⁴ Por ejemplo, un adecuado sistema de caminos y sanidad permite un mejor acceso a los servicios de salud y educación, lo que aumenta el bienestar y la productividad futura del capital humano.

Por un lado, las externalidades de inversión generan zonas de mayor productividad. La geografía económica sustenta que, al ajustar los parámetros de distancia a la densidad poblacional, podemos incluir en la estructura productiva a localidades que, de otro modo, quedarían rezagadas por variables de acceso (Guerra-García, 2010). Por otro lado, la reducción de costos de producción y los aumentos en la productividad de factores resultan en un mayor excedente del productor y amplían la frontera de posibilidades de producción (oportunidades productivas, empleo sostenible). Además, esto aumenta la competitividad de la zona, lo que promueve las exportaciones e importaciones (Guerra-García, 2010), y esta articulación del mercado incrementa las posibilidades de consumo.

Otro efecto importante es que la mayor ejecución de proyectos rentables (TIR⁵ privada positiva más baja) optimiza la capacidad productiva de la economía. La infraestructura pone en valor los activos de los pobres y favorece la acumulación, lo que les brinda un mayor colateral para acceder a préstamos relativamente menos exigentes. Entonces, la articulación económica y los aumentos en la productividad y competitividad permitirán el «arrastre» del crecimiento rural por el urbano (Guerra-García, 2010). El crecimiento económico tendrá así efecto directo y positivo sobre el nivel de vida de los pobres, y modificará su restricción presupuestaria (posibilidades de consumo) y oportunidades (a corto y largo plazo).

$$Y = A.f(K(K_F, K_H, K_I), L) \quad (2)$$

$$K_F = f(\text{Inf}_b) \quad ; \quad K_H = f(\text{Inf}_b) \quad ; \quad K_I = f(\text{Inf}_b) \quad ; \quad L = f(\text{Inf}_b)$$

La ecuación (2) nos muestra los factores determinantes de la función de producción, cuyos insumos son el capital y el trabajo, afectados por la tecnología (A). El capital puede ser físico (K_F), humano (K_H) o financiero (K_I). Considerando el énfasis del modelo en la productividad de los pobres, el trabajo (L) es mano de obra no calificada. Los cuatro factores son afectados por la infraestructura básica (Inf_b). Como hemos visto, Inf_b es primordial en la generación del producto y la infraestructura productiva conexas. En tanto que K_H (referido a mano de obra calificada) necesita de Inf_b para desarrollarse; K_I no se verá atraído si no se ofrece rentabilidad ($PmgK$); y la oferta de L también se verá afectada, ya que la Inf_b condiciona el acceso a la salud y la educación de los padres (intertemporal).

$$Des_{res}^i = f\left(ef_{f^i}, Des_{op_b}^i(\text{Inf}_b), \text{Log } Y(A.f(\text{Inf}_b))\right) \quad (3)$$

⁵ Tasa interna de retorno. Evalúa la rentabilidad intrínseca de un proyecto.

Por último, la ecuación (3) expresa la propuesta de esta investigación, en la que la desigualdad de resultados para la región i (Des_{res}^i) es una función de los efectos fijos, la desigualdad de oportunidades básicas, el crecimiento y un componente no observable. El primer factor se ha explicado con anterioridad. Mediante el segundo y el tercer factor, se puede observar la congruencia entre la política de crecimiento y la de igualdad.

3. Metodología

Para estimar la potencial sensibilidad de la desigualdad observada frente a cambios en la provisión de infraestructura de servicios básicos, es necesario obtener primero el efecto impacto correspondiente⁶. Con base en la propuesta de Zambrano & Aguilera-Lizarazu (2011), para el estudio del impacto de la infraestructura sobre la desigualdad, se planteó la siguiente especificación:

$$G_{i,t} = \eta'X_{i,t} + \beta_1 I(Inf_b)_{i,t} + \beta_2 I(Inf)_{b_{i,t}} * MReg_i + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

El lado izquierdo de la ecuación (4) presenta la variable dependiente: la desigualdad observada, definida por el coeficiente de Gini por gasto a nivel de hogares (G). Se propuso G como Des_{Res}^i en este estudio⁷, ya que no es discrecional, cumple con las propiedades deseables de un indicador de desigualdad y, al ser el indicador más usado en la literatura, facilita la comparabilidad con otros estudios.

El lado derecho de la ecuación (4) presenta las variables explicativas del modelo. El primer término es un vector de variables de control comunes en la literatura (X), como son el ingreso (PIB por cada 1.000 habitantes), el capital humano (tasa de analfabetismo – de 0 a 100) y la ruralidad (proporción de la población rural respecto a la población total – de 0 a 100).

El segundo término hace referencia al *stock* de infraestructura de acceso a servicios básicos para sus diferentes tipos: telefonía (líneas móviles en servicio por cada 1.000 habitantes, total de líneas en servicio –fijas, móviles y públicas– por cada 1.000 habitantes), electrificación (producción de energía en kWh por cada 1.000 habitantes, consumo de energía en kWh por cada 1.000 habitantes), agua (hogares con acceso a agua no contaminada – de 0 a 100) y desagüe (hogares con acceso a una forma adecuada de eliminación

⁶ La fórmula de la elasticidad es: $Inf_b = EI_{Inf_b} * \frac{Inf_b}{F(\beta X)}$.

⁷ En el anexo 1, se profundiza sobre las propiedades deseables y la discrecionalidad, y se plantea el análisis con otros dos indicadores de desigualdad observada.

de excretas – de 0 a 100)⁸; a partir de los cuales se construyó el índice de infraestructura básica (*I*).

Tabla 1
Correlación entre las variables de infraestructura básica

	Telefonía1	Telefonía2	Energía1	Energía2	Agua
Telefonía2	98,87%	1			
Energía1	-15,18%	-13,72%	1		
Energía2	28,83%	33,08%	32,54%	1	
Agua	67,12%	68,34%	-17,26%	34,48%	1
Saneamiento	46,52%	48,9%	-26,44%	22,61%	63,97%

Notas. Telefonía1: líneas móviles en servicio (por cada 1.000 habitantes); Telefonía2: total de líneas en servicio (fijas, móviles y públicas, por cada 1.000 habitantes); Energía1: producción de energía en kWh (por cada 1.000 habitantes); Energía2: consumo de energía en kWh (por cada 1.000 habitantes); Agua: hogares con acceso a agua no contaminada (0-100); Saneamiento: hogares con acceso a una forma adecuada de eliminación de excretas (0-100). Fuentes: Enaho (INEI), Osiprel, DGE (Minem). Elaboración propia.

Como se observa en la tabla 1, existe una importante correlación entre las variables de infraestructura, motivo por el cual en distintas regresiones las incorporaremos agrupadas en un índice (*I*) y de manera independiente. Planteamos como supuesto que no hay multicolinealidad entre estas variables, de modo que la finalidad de *I* no sea corregir dicha correlación, sino únicamente la agregación de estas. El índice *I* fue construido mediante el método de Análisis de Componentes Principales (ACP), como lo proponen Zambrano & Aguilera-Lizarazu (2011), Casas (2013), y Calderón & Servén (2004). Este método permite agregar las variables en un índice mediante la combinación lineal del conjunto de variables originales, con el fin de encontrar la mejor agrupación no correlacionada entre sus componentes. El mejor índice es aquel que explica la mayor proporción de la variación de los datos.

El tercer término de la ecuación (4) responde a la interacción entre *I* y el departamento/región. Se generó una variable (*MReg*) que permite clasificar los departamentos en las siguientes macrorregiones: Macro-Norte (Tumbes, Piura, Lambayeque, Cajamarca, La Libertad), Macro-Sur (Tacna, Moquegua, Puno, Arequipa, Cusco, Apurímac, Ayacucho), Macro-Centro (Lima, Ica, Huancavelica, Pasco, Huánuco, Ancash, Junín) y Amazonía (Madre de Dios,

⁸ No fue posible incorporar un indicador de acceso a infraestructura básica de transportes, debido a que no existe dicha información para todo el período evaluado. No obstante, se observa una aproximación en el análisis de robustez.

Ucayali, Loreto, Amazonas y San Martín). Esta agregación se sustenta en la presentada por un informe de la consultora Arellano Marketing, que la propone con base en la proximidad geográfica, las características de la población, los polos de desarrollo y los capitales macrorregionales que concentran inversión privada (*El Comercio*, 2016).

Por último, el cuarto término denota una de las hipótesis del modelo: la existencia de particularidades atemporales por departamento (efectos fijos). De ser así, excluir los efectos fijos del modelo resultaría en estimaciones sesgadas, ya que dichos efectos podrían estar correlacionados con las variables explicativas. Bajo esta premisa, el panel estático (balanceado) se estimó con el método MCG controlando por efectos fijos. Debido a que el modelo no puede capturar las relaciones de causalidad contemporáneas, se puede entender como una forma reducida (Casas, 2013).

Base de datos

La base de datos empleada fue construida a partir de la Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 2005-2015 a nivel de hogares e información estadística reportada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI), por el Organismo Supervisor de Inversión Privada en Telecomunicaciones (Osiptel), por la Dirección General de Electricidad (DGE-Minem) en sus *Anuarios estadísticos* y, respecto a inversión devengada, por el portal SIAF Amigable del Ministerio de Economía y Finanzas (SIAF-MEF). El panel recoge la información para 24 departamentos del Perú, y unifica a Lima Provincias y Lima Metropolitana con el Callao, debido a que gran parte de la estadística nacional reporta información separada para el Callao solo desde 2007. A resultas de ello, la estimación se realizó con una muestra de 264 observaciones y 24 grupos (departamentos).

Las variables dependientes –coeficientes de Gini por gasto e ingreso a nivel de hogares y el ratio quintil (80/20), los indicadores de acceso a agua y saneamiento, y la proporción de población rural– se construyeron a partir de la Enaho. Las variables de cobertura eléctrica –producción y consumo– se obtuvieron de la página web de la DGE; las cantidades de líneas telefónicas –fijas, móviles y públicas– en servicio se obtuvieron de la página web de Osiptel. Otras variables de control, como el PIB, la población económicamente activa (PEA) o la tasa de analfabetismo, se obtuvieron del INEI. La variación de la desigualdad ha sido alta entre cada período de tiempo, por lo que se puede emplear una serie relativamente corta para los propósitos de este trabajo.

4. Análisis de resultados

Como se mencionó anteriormente, una de las principales limitaciones del modelo es la posible autocorrelación de las variables. Tanto la infraestructura provista como el nivel de ingresos, la participación laboral e incluso la desigualdad pueden generarse endógenamente en el sistema económico. Esto impide que los indicadores utilizados sean propiamente exógenos. Ello puede corregirse controlando por rezagos necesarios del panel; no obstante, esto puede desencadenar nuevos problemas si las variables presentan persistencia larga en el tiempo. Una alternativa es el panel dinámico, pero esto excede los objetivos del presente trabajo. Una segunda alternativa es la estimación con variables instrumentales suficientemente exógenas (método IV); sin embargo, actualmente no existen esos datos. Por lo anterior, junto con el supuesto de no multicolinealidad, se opta por construir instrumentos internos a partir de las variables del modelo, como el índice I .

Índice de infraestructura de acceso a servicios básicos (I)

El antes mencionado método ACP consiste en realizar combinaciones lineales (independientes entre sí) de las variables por agregar. Esto da n componentes generados por esas combinaciones lineales, donde n es la cantidad de variables incorporadas, que recuperan parte de la variabilidad explicativa de las variables por las que están compuestos. El índice I se construye idealmente a partir del primer componente principal, que recupera la mayor proporción de la variabilidad explicativa y tiene un valor propio mayor de 1.

Como muestra la tabla 2, para la construcción de I se plantearon seis posibles combinaciones de indicadores en función de diferentes métricas para cada tipo de infraestructura. Y se obtuvo como primer componente principal, representativo de I , al primer componente de la cuarta estimación, pues recupera en mayor proporción la variabilidad explicativa; cumple con la finalidad del índice, que es la agregación de los cuatro tipos de infraestructura citados por la literatura; y es con el cual se consigue un mejor ajuste para las estimaciones finales del modelo.

Tabla 2
Estimación de I por el método ACP según las alternativas

N.º	Variables incluidas	Valor propio	Variabilidad explicada	Coefficientes del componente	Variabilidad no explicada
1	Telefonía1	2,27789	0,5695	0,5385	0,3395
	Energía1			-0,2563	0,8504
	Agua			0,59	0,2072
	Saneamiento			0,5444	0,325
2	Telefonía1	2,3705	0,5926	0,531	0,3316
	Energía2			0,3427	0,7216
	Agua			0,5841	0,1914
	Saneamiento			0,5094	0,3849
3	Telefonía2	2,29574	0,5739	0,5426	0,324
	Energía1			-0,2473	0,8597
	Agua			0,5886	0,2046
	Saneamiento			0,5458	0,316
4	Telefonía2	2,40671	0,6017	0,5381	0,303
	Energía2			0,3492	0,7065
	Agua			0,5769	0,1989
	Saneamiento			0,5056	0,3848
5	Telefonía1	2,21171	0,7372	0,5674	0,2879
	Agua			0,6113	0,1736
	Saneamiento			0,5517	0,3268
6	Energía1	1,83581	0,6119	0,4368	0,6497
	Agua			0,6534	0,2162
	Saneamiento			0,6183	0,2982

Notas. Telefonía1: líneas móviles en servicio (por cada 1.000 habitantes); Telefonía2: total de líneas en servicio (fijas, móviles y públicas, por cada 1.000 habitantes); Energía1: producción de energía en kWh (por cada 1.000 habitantes); Energía2: consumo de energía en kWh (por cada 1.000 habitantes); Agua: hogares con acceso a agua no contaminada (0-100); Saneamiento: hogares con acceso a una forma adecuada de eliminación de excretas (0-100). Fuentes: Enaho (INEI), Osiptel, DGE (Minem). Elaboración propia.

Dicho lo anterior, la ecuación 5 nos muestra la composición de *I*, el cual agrupa el 60,17% de la variabilidad explicativa de los indicadores de: telefonía (total de líneas en servicio –fijas, móviles y públicas– por cada 1.000 habitantes), electrificación (consumo de energía en kWh por cada 1.000 habitantes),

agua (hogares con acceso a agua no contaminada – de 0 a 100) y saneamiento (hogares con acceso a una forma adecuada de eliminación de excretas – de 0 a 100). Como es de esperarse, I está altamente correlacionado con sus explicativas. Las otras cinco alternativas de construcción de I son utilizadas para probar la robustez del modelo más adelante.

$$I_{i,t} = 0,538\text{telefonía}_{i,t} + 0,349\text{electrificación}_{i,t} + 0,577\text{agua}_{i,t} + 0,506I_{i,t} \quad (5)$$

Efectos fijos en la estimación

El modelo propone la presencia de efectos fijos por departamento/región. Por lo tanto, es necesario realizar dos pruebas de hipótesis: (i) la prueba F, cuya propuesta es que la estimación debe ser por MCO, ya que no considera efectos fijos (*pool*), y (ii) la prueba Wu-Hausman, cuya propuesta es que la estimación debe ser por MCG controlando efectos aleatorios.

Tabla 3
Resultados de las pruebas F (*pool*) y Wu-Hausman (efectos aleatorios) para las especificaciones en el modelo

Ec.	Variable de interés	F: <i>pool</i>	Wu-Hausman: efectos aleatorios
Dependiente: coeficiente de Gini por gasto			
Controles: PIB p. c., cuadrado de PIB p. c., analfabetismo (0-100), ruralidad (0-100).			
1	Índice alternativo 1	No (0)	Efectos fijos (0)
2	Índice alternativo 2	No (0)	Efectos fijos (0)
3	Índice alternativo 3	No (0)	Efectos fijos (0)
4	I	No (0)	Efectos fijos (0)
5	Índice alternativo 5	No (0)	Efectos fijos (0)
6	Índice alternativo 6	No (0)	Efectos fijos (0)
7	Líneas móviles en servicio*	No (0)	Efectos fijos (0)
8	Total de líneas en servicio ¹ *	No (0)	Efectos fijos (0,0001)
9	Producción de energía en Kwh*	No (0)	Efectos fijos (0)
10	Consumo de energía en Kwh*	No (0)	Efectos fijos (0)
11	Hogares con acceso a agua no contaminada (0-100)	No (0)	Efectos fijos (0,0034)
12	Hogares con acceso a una forma adecuada de eliminación de excretas (0-100)	No (0)	Efectos fijos (0)

Notas. * Para cada 1.000 habitantes. ¹ Líneas totales: líneas fijas, móviles y públicas. Fuentes: Enahó (INEI), Osiprel, DGE (Minem). Elaboración propia.

Para la especificación en la ecuación 4, ambas pruebas resultaron no significativas y estadísticamente distintas de cero ($p < 0,05$), lo que corrobora que el modelo debe estimarse por MCG controlando efectos fijos. Adicionalmente, estos resultados se comprobaron con las alternativas de construcción de I y las infraestructuras de manera independiente.

Resultados del modelo

Tanto las variables del modelo utilizado como las estimaciones resultantes de él son consistentes con las relaciones establecidas por la literatura especializada. En efecto, como muestra la tabla 4, el índice I está negativamente correlacionado con los tres indicadores de desigualdad. Las infraestructuras están negativamente correlacionadas con el coeficiente de Gini, excepto la producción de energía. Esto puede deberse a que la proporción autoconsumida de energía producida por departamento/región no es muy alta. Es decir, consumen mucho menos de lo que producen, por lo que una mayor cantidad de kWh por departamento no refleja un mayor acceso por parte de sus habitantes.

Tabla 4
Correlación entre variables dependientes, índice I y variables de infraestructura básica en la literatura especializada

	Gini1	Gini2	Ratio	I
I	-37,18%	-29,98%	-34,25%	1
Telefonía1	-49,07%	-42,05%	-41,88%	80,91%
Telefonía2	-49,76%	-42,50%	-43,24%	83,48%
Energía1	11,13%	22,33%	13,19%	-12,47%
Energía2	-3,81%	8,43%	0,62%	54,17%
Agua	-37,79%	-34,79%	-35,99%	89,5%
Saneamiento	-15,38%	-12,88%	-18,41%	78,43%

Notas. Gini1: coeficiente de Gini por gastos (0-100); Gini2: coeficiente de Gini por ingresos (0-100); Ratio: ratio quintil por gastos; Telefonía1: líneas móviles en servicio (por cada 1.000 habitantes); Telefonía2: total de líneas en servicio (fijas, móviles y públicas, por cada 1.000 habitantes); Energía1: producción de energía en kWh (por cada 1.000 habitantes); Energía2: consumo de energía en kWh (por cada 1.000 habitantes); Agua: hogares con acceso a agua no contaminada (0-100); Saneamiento: hogares con acceso a una forma adecuada de eliminación de excretas (0-100). Fuentes: Enaho (INEI), Osiptel, DGE (Minem). Elaboración propia.

Tabla 5
Resultados de las estimaciones para el coeficiente de Gini por gastos

Coeficiente de Gini por gastos (0-100)	Ec. (4) sin interacción entre I y macrorregión	Ec. (4) completa
PIB p. c.	-0,000000112**	-0,0000000988**
Tasa de analfabetismo (0-100)	0,0795	-0,0172
Población en zona rural (0-100)	0,237***	0,320***
Índice de infraestructura (I)	-0,489**	
I en Macro-Norte		0,0420
I en Macro-Sur		-0,691**
I en Macro-Centro		-0,874***
I en Amazonía		0,566
Constante	28,99***	26,93***
N.º obs.	264	264
Años	11	11
Grupos	24	24
R2 <i>within</i>	0,362	0,390
R2 <i>overall</i>	0,442	0,446

Notas. * p<0,1 ** p<0,05 *** p<0,01. Elaboración propia.

Y a la luz de la tabla 5, las estimaciones resultantes del modelo –con y sin distinción por macrorregión– son consistentes con la literatura especializada. Las variables de control PIB p. c. y proporción de población rural resultaron significativas. Si analizamos la ecuación 4 sin considerar las diferencias por macrorregiones, un crecimiento del 5% en el PIB p. c. promedio (S/ 652,00) reduce la desigualdad solo 0,00007 puntos; y un crecimiento del 1% en la población rural respecto a la total incrementa la desigualdad en 0,24 puntos. El estimador de *I* es significativo y negativo; es decir, si *I* aumenta en una unidad (lo que no implicaría que las infraestructuras que lo componen aumenten en la misma magnitud), la desigualdad medida por el coeficiente de Gini por gasto se reduciría en 0,49 puntos.

Cuando se resuelve la ecuación 4 inalterada (con interacción), incrementos de una unidad en *I* se traducen en una reducción de la desigualdad de 0,69 puntos en la Macro-Sur y 0,87 puntos en la Macro-Centro; mientras que en la Macro-Norte y en la Amazonía estadísticamente no tienen efecto. Esto último puede deberse a que, en ambos casos, los principales incrementos de

infraestructura se han dado en los sectores de telecomunicaciones (x4, x7) y consumo de energía (x1,8, x2), donde una mayor inversión no necesariamente se traduce en una expansión del acceso. Por ejemplo, las urbes pueden consumir más energía eléctrica en actividades productivas o recreativas, y lo mismo para las líneas en servicio. Además, para la Amazonía, el decrecimiento (contraintuitivo) en el acceso a saneamiento adecuado puede estar afectando la significancia del índice⁹.

Si analizamos el efecto de las infraestructuras por separado, persiste la consistencia de los resultados con los efectos descritos por la literatura. Tal como muestra la tabla 6, incrementos de una unidad en telefonía, energía y agua reducen la desigualdad y son estadísticamente significativos. Esto significa que si 150 personas de cada 1.000 sin líneas telefónicas las obtienen, la desigualdad se reduce en 0,17 puntos, teniendo en cuenta que 330 personas de cada 1.000 son población rural al año 2015. Si aumenta el consumo de energía en 600.000 kWh por cada 1.000 habitantes, lo que equivale a 20.000 hogares consumiendo el mínimo de 30 kWh (Osinermin, 2015), la desigualdad se reduce en 0,8 puntos. Y si un 1% de la población sin acceso a agua no contaminada logra este acceso, la desigualdad se reduce en 0,05 puntos. Por último, los estimadores de las variables de control resultan casi siempre significativos y mantienen el signo. La magnitud del efecto del PIB p. c. y la ruralidad no es muy distinta a la estimación con *I*; mientras que la tasa de analfabetismo resulta significativa en estos casos: incrementos del 1% generan un aumento de entre 0,07 y 0,2 puntos en la desigualdad.

Tabla 6
Resultados de las estimaciones para el coeficiente de Gini por gastos según el modelo propuesto e infraestructuras de manera independiente

Coficiente de Gini por gastos (0-100)	Telefonía	Energía	Agua	Saneamiento
PIB p. c.	-0,000000107**	-0,0000000861	-0,000000150***	-0,000000150***
Analfabetismo	0,145*	0,156**	0,0654	0,204**
Ruralidad	0,225***	0,256***	0,190***	0,259***
Telefonía2	-0,00111*			

⁹ Después de la elaboración de esta investigación, se identificó que sistemas de saneamiento como letrinas y pozos sépticos no resultan idóneos en la selva rural, ámbito para el cual el BID propone alternativas con pertinencia étnica y eficiencia en el gasto (Vargas, Mendez, & Altafin, 2018).

Coefficiente de Gini por gastos (0-100)	Telefonía	Energía	Agua	Saneamiento
Energía2		-0,00000133*		
Agua			-0,0513***	
Saneamiento				0,0158
Constante	29,50***	28,89***	34,81***	26,24***
N.º obs.	264	264	264	264
Años	11	11	11	11
Grupos	24	24	24	24
R2 <i>within</i>	0,359	0,359	0,376	0,353
R2 <i>overall</i>	0,475	0,335	0,424	0,475

Notas. Analfabetismo: tasa de analfabetismo (0-100); Ruralidad: población en zona rural (0-100); Telefonía2: total de líneas en servicio (fijas, móviles y públicas, por cada 1.000 habitantes); Energía2: consumo de energía en kWh (por cada 1.000 habitantes); Agua: hogares con acceso a agua no contaminada (0-100); Saneamiento: hogares con acceso a una forma adecuada de eliminación de excretas (0-100). Elaboración propia.

Respecto a los estadísticos de ajuste, los R2 *–within y overall–* son muy similares entre sí y entre regresiones: estos oscilan alrededor del 37% para el primero y el 47% para el segundo. Se puede asumir así que las estimaciones explican de manera similar los resultados observados.

Robustez

La robustez del modelo fue comprobada realizando estimaciones similares con el mismo enfoque y metodología. Para ello, se emplearon las cinco alternativas propuestas para la construcción del índice *I*, tanto en la regresión que incluye la interacción con las macrorregiones como sin ella, y los seis indicadores de infraestructura considerados de manera independiente; se obtuvieron 16 ecuaciones.

Así, se comprobó que las relaciones entre desigualdad e infraestructura oscilan alrededor de -0,463 (+/- 0,08) y son en su mayoría significativas, en concordancia con la literatura especializada y los resultados de nuestro modelo. Las discordancias encontradas para las variables Amazonía, producción de energía y acceso a saneamiento se repiten. Para las otras infraestructuras tomadas de manera independiente, el sentido es el esperado (negativo) y significativo. Las variables de control mantienen su consistencia en todos los casos.

Adicionalmente, se comprobó la acuciosidad del modelo estimando todas las formulaciones con el coeficiente de Gini por ingreso y el ratio quintil

(80/20) como dependientes (anexo 1), así como estimando el modelo inicial con variaciones de uno y tres períodos (anexo 2).

Análisis de elasticidades

Dado que un objetivo del presente estudio es medir la sensibilidad del coeficiente de Gini ante variaciones en la provisión de infraestructura de acceso a servicios básicos (*I*), diferenciando por macrorregión, se buscó obtener las 16 elasticidades correspondientes: una por cada tipo de infraestructura (4 tipos) en cada macrorregión (4 macrorregiones, sin contar la Amazonía por lo antes explicado). Sin embargo, debido a que solo para las macrorregiones Sur y Centro se obtuvo un efecto estadísticamente significativo de *I* sobre la desigualdad, nuestro cálculo se redujo a la mitad (8 elasticidades). Es importante mencionar que todas estas elasticidades presentaron el signo negativo esperado, como se observa en la tabla 7.

Tabla 7

Elasticidades de las macrorregiones con efecto estadísticamente significativo de *I* sobre la desigualdad, por tipo de infraestructura

Tipo de infraestructura	Macro-Sur	Macro-Centro
Telefonía2	-0,0075204	-0,0105094
Energía2	-0,0136681	-0,019033
Agua	-0,0335877	-0,0406223
Saneamiento	-0,0030678	-0,0287533

Notas. Telefonía2: total de líneas en servicio (fijas, móviles y públicas, por cada 1.000 habitantes); Energía2: consumo de energía en kWh (por cada 1.000 habitantes); Agua: hogares con acceso a agua no contaminada (0-100); Saneamiento: hogares con acceso a una forma adecuada de eliminación de excretas (0-100). Elaboración propia.

Las elasticidades –negativas– presentan magnitudes distintas entre regiones. Por ejemplo, un aumento del 1% en el número de líneas telefónicas reduciría la desigualdad en un 0,010% en Ica, mientras que solo en un 0,008% en Tacna. Esta mayor sensibilidad se repite para el acceso a energía, agua y saneamiento. Ello respalda la hipótesis del estudio sobre la existencia de regiones donde inversiones conjuntas en infraestructuras para universalizar el acceso a servicios básicos son más efectivas en reducir la desigualdad que en otras regiones. Esto puede reflejar una función cóncava de acceso con posibles saturaciones según los *stocks* existentes de infraestructura por región, donde niveles más altos de

infraestructura implican que la siguiente unidad otorgará menos ganancia marginal que la anterior.

5. Limitaciones

Existen limitaciones en los datos, ya que algunas variables –como producción de energía– necesitan de algunos supuestos para reflejar su relevancia en el análisis de acceso a energía por poblaciones deficitarias en este servicio. Además, las variables que recogen el acceso a saneamiento y a agua no contaminada están construidas a partir de una encuesta en la que el autorreporte puede llevarnos a conclusiones imprecisas. Otra limitación referida a los datos es la posible endogeneidad de las variables, tanto dependientes como independientes, las cuales pueden ser débilmente exógenas porque son determinadas por el equilibrio del sistema económico. Convendría reemplazarlas con instrumentos exógenos, pero no existen datos con tales características.

También se pensó en utilizar variables de monto de inversión (devengado) por sector para cada tipo de infraestructura. Sin embargo, esta información no está completa para todos los departamentos en todos los años del período y, bajo el supuesto de que el monto haya sido 0 en esos cortes, las variables monetarias presentan otros problemas. Ejemplo de ello son los precios sombra, las licitaciones fantasmas y, por supuesto, la corrupción.

Asimismo, se pensó en utilizar más variables de control, como acceso a educación, acceso al mercado financiero, estabilidad macroeconómica (baja inflación, por ejemplo), regulación fiscal, promedio de años de estudio, acceso femenino al mercado laboral y tasa de mortalidad infantil. Pero estas tampoco estaban disponibles para todas las observaciones del panel.

Por último, un horizonte temporal más largo para todas las variables del modelo, incluyendo infraestructura de transportes, hubiera brindado estimadores más sólidos y un mejor *insight* de la problemática del acceso a servicios básicos.

6. Conclusiones y recomendaciones

En primer lugar, el modelo especificado por la ecuación 4 no aceptó ninguna de las hipótesis nulas para las pruebas F y Wu-Hausman. Ello comprueba la hipótesis de que existen efectos fijos atemporales por departamento y, en consecuencia, por macrorregiones, sea por proximidad geográfica u otras características en común. Estos efectos fijos influyen en la sensibilidad que tendrá la desigualdad en ese territorio frente a inversiones en el conjunto de infraestructuras de servicios básicos, medidas mediante el índice *I*.

Segundo, la estimación de la ecuación 4 y las pruebas de robustez brindan suficiente evidencia para aceptar que la infraestructura de acceso a servicios básicos es una variable relevante como política de disminución de la desigualdad por departamentos. Esto debido a que siempre resultó significativa y con signo negativo. Pero, cuando se evaluó cada infraestructura por separado, surgió una contradicción entre la teoría y la práctica para el caso del saneamiento. Si bien se mencionó que puede deberse a limitaciones de los datos, ello deja sobre la mesa la posibilidad de que, en ciertos contextos geográficos o socioeconómicos, la inversión en cierta infraestructura bajo parámetros institucionales no siempre resulte efectiva. Un ejemplo de ello son los colegios en la Amazonía y la sierra central, donde se ha promovido la educación bilingüe entendiendo las necesidades de la población beneficiaria.

Tercero, la infraestructura también promueve el crecimiento del PIB per cápita. Para una ecuación análoga al modelo¹⁰ cuya dependiente fue el crecimiento económico, el índice *I* presenta coeficientes positivos y significativos, con lo que se comprueba que **la infraestructura de acceso a servicios básicos favorece el crecimiento económico nacional y macrorregional**; mientras que la desigualdad mostró coeficientes negativos y significativos, lo que comprueba que **la desigualdad puede afectar negativamente el potencial de crecimiento económico**. Esto verifica la afirmación que motivó este estudio: «La infraestructura de acceso a servicios básicos es una política *win-win*, al ser un instrumento relevante para reducir la desigualdad y para promover el crecimiento del PIB per cápita a nivel de departamentos».

El aporte de este estudio es contribuir a la definición de un modelo que esclarezca la relación infraestructura – crecimiento económico – desigualdad, así como de las técnicas necesarias para mejorar la precisión de los resultados. El análisis por macrorregiones permite enfocar mejor la urgencia por universalizar los niveles de acceso a infraestructura básica, ya que ha quedado comprobado que una inversión poco contextualizada no necesariamente va a traducirse en una reducción de la desigualdad. En ese sentido, «crecimiento económico» no será sinónimo de «desarrollo» si no se hace participar del proceso a toda la población involucrada, respetando sus particularidades. Tomando prestado el rol de *policymakers*, resultaría más eficiente priorizar la cartera de inversiones

¹⁰ La ecuación $Y_{i,t} = \delta'W_{i,t} + \gamma_1 I(Inf_b)_{i,t} + \gamma_2 I(Inf)_{i,t} * MReg_i + \varphi_i + \mu_{i,t}$ propone como variable dependiente el PIB per cápita (*Y*), y como explicativas al vector de controles (*W*), que incorpora la desigualdad de resultados (coeficiente de Gini por gasto – de 0 a 100), el capital humano (tasa de analfabetismo – de 0 a 100) y la ruralidad (proporción de la población rural respecto a la población total – de 0 a 100); al índice de infraestructura de acceso a servicios básicos (*I*) y a su interacción con el identificador macrorregional (*MReg*) y los efectos fijos de la región (φ). La estimación se realiza bajo la misma metodología que el modelo original.

en aquellas regiones donde la sensibilidad a la desigualdad es más alta frente a cambios en la mencionada infraestructura.

Se recomienda la aplicación de diferentes metodologías de corrección de autocorrelación para la base de datos. A nivel institucional, se recomienda brindar mayor importancia a la evaluación, medición y cuantificación del impacto de los programas de asistencia desarrollados por el Estado o el sector privado. Es muy importante contar con estadística fidedigna para que nuestros gobernantes puedan tomar decisiones acertadas de política y así ejecutar un gasto eficiente de los recursos económicos. En esa línea, se propone realizar el mismo análisis complementándolo con un índice que mida la calidad de la infraestructura y no solo su cantidad. Asimismo, las correlaciones nos muestran que el acceso a energía eléctrica no está tan correlacionado con la desigualdad como los otros tipos de infraestructura. Se recomienda analizar qué infraestructuras son realmente determinantes para nuestro país, considerando que en otros países dicha correlación es muy alta. Esto podría traducirse en efectos fijos por país, como indica la literatura especializada.

7. Referencias

- Arpi, R. (2015). *Perú, 2004-2013: inversión pública en infraestructura, crecimiento y desarrollo regional*. Lima: Consorcio de Investigación Económica y Social.
- AFIN (Asociación para el Fomento de la Infraestructura Nacional). (2006). *El camino para reducir la pobreza*. Lima: Asociación para el Fomento de la Infraestructura Nacional. Recuperado de <http://www.afin.org.pe/index.php/publicaciones/estudios>
- AFIN (Asociación para el Fomento de la Infraestructura Nacional). (2016). *Un plan para salir de la pobreza: Plan Nacional de Infraestructura 2016-2025*. Lima: Asociación para el Fomento de la Infraestructura Nacional. Recuperado de <http://www.afin.org.pe/index.php/publicaciones/estudios>
- Banco Mundial. (2008). *Midiendo la desigualdad de oportunidades en América Latina y el Caribe*. Recuperado de <http://www.dhl.hegoa.ehu.es/recursos/409>
- Bajar, S., & Rajeev, M. (2015). *The impact of infrastructure provisioning on inequality: Evidence from India*. GLU Working Papers, 35. Berlín: Global Labour University.
- Bourguignon, F. (2004). *The poverty-growth-inequality triangle*. Working Paper 125. Nueva Delhi: Indian Council for Research on International Economic Relations. Recuperado de <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/176147/1/icrier-wp-125.pdf>
- Brenneman, A., & Kerf, M. (2002). *Infrastructure & poverty linkages – A literature review*. Documento inédito. Washington D. C.: The World Bank. Recuperado de https://www.ilo.org/emppolicy/pubs/WCMS_ASIST_8281/lang--en/index.htm
- Calderón, C., & Servén, L. (2004). *The effects of infrastructure development on growth and income distribution*. Policy Research Working Paper, 3400. Washington D. C.: The World Bank.

- Casas, C. (2013). *El impacto de la extracción de recursos naturales en la equidad interpersonal a nivel departamental en el Perú*. Lima: Universidad del Pacífico – Centro de Investigación.
- Cepal (Comisión Económica para América Latina). (2004). *Desarrollo de infraestructura y crecimiento económico: revisión conceptual*. Santiago: Comisión Económica para América Latina. Recuperado de <http://bit.ly/2gBLb8C>
- Cowell, F. (2011). *Measuring inequality*. Oxford University Press. Recuperado de <http://www.siis.net/documentos/ficha/201733.pdf>
- Deininger, K., & Squire, L. (1998). New ways of looking at old issues: Inequality and growth. *Journal of Development Economics*, 57(2), 259-287.
- El Comercio*. (7 de agosto de 2016). Las nuevas macrorregiones en formación en el país. *El Comercio*. Recuperado de <http://elcomercio.pe/sociedad/peru/cuatro-macrorregiones-formacion-pais-informe-noticia-1922515>
- Esteban, A., & Losa, A. (2015). *Guía básica para interpretar los indicadores de desigualdad, pobreza y exclusión social*. Madrid: European Anti-Poverty Network – España.
- Fay, M., Leipziger, D. M., & Yepes. (2003). *Achieving the millennium development goals / the role of infrastructure*. Policy Research Working Paper, 3163. Washington D. C.: The World Bank.
- García, E., & Gonzales, J. (2015). *El consumo mínimo de energía eléctrica y su relación con la selección de beneficiarios del vale de descuento FISE*. Lima: Fondo de Inclusión Social Energético.
- Gestión*. (1 de junio de 2016). Se frena la reducción de la informalidad en Perú: crece a 73.2% el 2015 alerta la SNI. *Gestión*. Recuperado de <http://bit.ly/24j5h42>
- Guerra-García, G. (2010). Las demandas de inversión pública y la cohesión social. El caso de Perú. En A. Bárcena & O. Kacef (Ed.), *La política fiscal para el afianzamiento de las democracias en América Latina y el Caribe* (pp. 223-237) Santiago: Comisión Económica para América Latina.
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2000). *Metodología para la medición de la pobreza en el Perú*. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática. Recuperado de <http://bit.ly/1NnJo16>
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2011). *Perfil de la pobreza por departamentos, 2001-2010*. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática. Recuperado de https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib0981/Libro.pdf
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2016a). *Evolución de la pobreza monetaria 2009-2015*. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática. Recuperado de <http://bit.ly/1rD7awm>
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2016b). *Perú: Formas de acceso al agua y saneamiento básico. Síntesis estadística*. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática. Recuperado de https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/boletines/boletin_agua.pdf

- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2017a). *Evolución de la pobreza monetaria 2007-2016*. Informe técnico. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática. Recuperado de https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1425/index.html
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2017b). Comportamiento de la economía peruana 1950-2016. En *Panorama de la economía peruana 1950-2016: año base 2007* (pp. 11-58). Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática. Recuperado de https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1424/libro.pdf
- López, H. (2003). Macroeconomics and inequality. *Contexts*, 9(1), 16-21.
- Mancero, X. (2000). Revisión de algunos indicadores para medir la desigualdad. En *6to. Taller Regional – Indicadores sobre el desarrollo social, Buenos Aires* (pp. 375-386). Santiago: Comisión Económica para América Latina.
- Osinermin (Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería). (2015). *Memoria institucional 2015*. Lima: Organismo Supervisor de la Inversión en Energía y Minería. Recuperado de https://www.osinermin.gov.pe/seccion/centro_documental/Institucional/Institucional/Memoria-Institucional-Osinermin-2015.pdf
- Rehm, P. (2011). Social policy by popular demand. *World Politics*, 63(2), 271-299.
- Steiner, R., & Sabogal, A. (2011). *Reducción de la pobreza y la desigualdad en el hemisferio. VI Cumbre de las Américas*. Bogotá: Fedesarrollo (Centro de Investigación Económica y Social).
- Vargas, L., Méndez, G., & Altafin, I. (12 de junio de 2018). Proveer agua y saneamiento en la Amazonía rural: un enfoque integral. *Blogs Banco Interamericano de Desarrollo*. Recuperado de <https://blogs.iadb.org/agua/es/agua-y-saneamiento-en-la-amazonia-rural/>
- Vásquez, A., & Bendezú, L. (2006). *Inversión en infraestructura y desigualdad regional en el Perú: nueva evidencia*. Lima: Consorcio de Investigación Económica y Social.
- WEF (World Economic Forum). (2015). *The global competitiveness report 2015-2016: Full data edition*. Ginebra: World Economic Forum. Recuperado de http://www3.weforum.org/docs/gcr/2015-2016/Global_Competitiveness_Report_2015-2016.pdf
- Zambrano, O., & Aguilera-Lizarazu, G. (2011). *Brechas de infraestructura, crecimiento y desigualdad en los países andinos*. IDB Working Paper Series, 291. Washington D. C.: Banco Interamericano de Desarrollo.

Anexos

Anexo 1 Estimación en niveles con dependientes alternativas

El siguiente análisis permite comprobar la robustez del modelo a partir de su estimación con otros estadísticos como variable dependiente. Mancero (2000) clasifica los distintos indicadores que permiten estudiar la distribución de ingresos (o gastos) entre individuos en cuatro grupos: los estadísticos tradicionales de dispersión (varianza, rango, desviaciones de la media); el **índice de Gini** (G), calculado a partir de la curva de Lorenz; medidas basadas en la entropía, como el índice de Theil; y «medidas normativas» con funciones explícitas de bienestar social, como el índice de Atkinson. Asimismo, estos indicadores de desigualdad deben satisfacer algunas propiedades deseables.

Tabla 8
Indicadores de desigualdad según las propiedades deseables

Indicador	Descripción	Lorenz (Gini)	Estadístico (ratio quintil)	Bienestar (Atkinson)	Entropía (Theil)
Principio de transferencias	Sensibilidad de la desigualdad frente a transferencia entre las colas (rico a pobre)	Débil	Débil	Débil	Fuerte
Descomposición aditiva	Se puede obtener la desigualdad total sumando la de sus subgrupos	No	-	Sí	Sí
Independencia de escala y tamaño	No varía frente a cambios proporcionales en los ingresos o la distribución	Sí	Sí	Sí	Sí
Rango del índice	Entre 0 y 1	Sí	No	Sí	No

Fuentes: Cowell (2011, p. 72) y Mancero (2000). Elaboración propia.

Una vista rápida de la tabla 8 sugeriría emplear indicadores de bienestar o de entropía. Pero los indicadores de bienestar son estimados a partir de una función de utilidad. Y los indicadores de entropía (o «grado de desorden») aprovechan la mayor información sobre pobreza para enfocarse en la menor probabilidad de su ocurrencia, pero a partir de una función logarítmica de

probabilidad en la que preponderan los ingresos más bajos. Dada la arbitrariedad en ambos enfoques, nuestro estudio optó por el coeficiente de Gini (G) y por el ratio quintil.

Si bien G es el indicador más usado por los especialistas, es más sensible a transferencias en el centro que en las colas de la distribución; las transferencias entre individuos no se ponderan por su distancia relativa en la escala de ingresos (transferencia débil). Por ello, Esteban & Losa (2015) proponen un coeficiente entre los quintiles extremos de la distribución de ingresos, como es el ratio quintil ($S80/S20$)¹¹, para estudiar los cambios sobre las colas de la distribución que no modifican la media o mediana.

El modelo original tomó G por gasto como dependiente. Pero se compararon los estadísticos de especificaciones alternativas (tabla 9), a fin de evaluar la pertinencia de un doble o triple análisis. Así, bajo el supuesto de que los hogares no gastan necesariamente todo lo que ganan, una alternativa de dependiente para el modelo es el **G por ingreso de hogares**. Pero la limitante en este caso es que muchos de los ingresos en la Enaho son imputados, en especial en las colas, por lo que la aproximación puede estar sobreestimada si el reporte es insuficiente en altos ingresos, o subestimada cuando es insuficiente en bajos ingresos. Otra alternativa es el **ratio quintil (80/20)**, que compara el ingreso o gasto promedio del quintil superior (a partir del percentil 80) de la distribución respecto al inferior (hasta el percentil 20).

Tabla 9
Estadísticos de los indicadores de desigualdad para el panel analizado

Estimador	Media (0-100)	Desv. estándar	Intervalo de confianza		Estad. iguales
Gini por gasto	37,08631	4,119412	36,5871	37,58552	-
Gini por ingreso	45,77889	4,979971	45,1754	46,38239	No
Ratio quintil	7,60813	1,908685	7,376826	7,839434	No

Fuente: Enaho, 2005-2015. Elaboración propia.

La tabla 9 muestra que la dispersión entre los datos es muy similar en los dos coeficientes de Gini y mucho más concentrada para el ratio quintil. En promedio, el coeficiente de Gini por ingresos tiende a estimaciones de mayor desigualdad que por gastos. El ratio quintil muestra una mayor incidencia de

¹¹ El «ratio quintil» también puede ser calculado a partir de cuartiles ($S75/S25$), deciles ($S90/S10$) u otros tramos, dependiendo del objetivo de la investigación.

la desigualdad que los coeficientes de Gini. Por tanto, el análisis para ambas dependientes alternativas sirve como una verificación adicional de robustez.

Al estimar con Gini por ingreso (tabla 10), los índices resultaron negativos y, en su mayoría, significativos (la región Macro-Centro solo en la interacción). Los controles presentaron los efectos esperados en cada caso, aunque no siempre significativos. Por ejemplo, incrementos en el ingreso llevan a una mayor disparidad, como muestra la literatura especializada.

Para la estimación con ratio quintil, el índice *I* no resultó significativo de manera individual, aunque sí mantuvo el sentido esperado. En la interacción, se observaron resultados similares a los obtenidos con el modelo inicial (Gini por gasto); Macro-Sur y Macro-Centro resultaron negativos y significativos. Los controles presentaron los efectos esperados en cada caso, aunque no siempre significativos.

Para ambos casos, se comprobó la robustez de las especificaciones con los cinco índices alternativos de infraestructura y con las infraestructuras tomadas independientemente (16 ecuaciones).

Tabla 10
Resultados de las estimaciones para el coeficiente de Gini por ingreso según el modelo propuesto

Desigualdad	Coef. de Gini por ingreso (0-100)		Ratio quintil (80/20)	
	Ec. (4) sin I*MReg	Ec. (4) completa	Ec. (4) sin I*MReg	Ec. (4) completa
PIB p. c.	0,132*	-0,000000032	-0,0000000354	-0,0000000178
Tasa de analf. (0-100)	-0,0000000259	-0,0773	0,0710*	0,0140
Pob. en rural (0-100)	0,0318	0,233***	0,0943***	0,141***
Índice de inf. (I)	-0,749**		-0,182	
I en Macro-Norte		-0,130		0,180
I en Macro-Sur		-0,573		-0,481***
I en Macro-Centro		-1,359***		-0,345**
I en Amazonía		0,535		0,381
Constante	3,915***	38,58***	3,915***	2,712**
N.º obs.	264	264	264	264
Años	11	11	11	11
Grupos	24	24	24	24

Notas. * p<0,1, ** p<0,05, *** p<0,01. Elaboración propia.

Anexo 2 Estimación con variaciones de uno y tres períodos

La literatura especializada enseña que la desigualdad tiene efectos de corto, mediano y largo plazo sobre el ingreso y la pobreza, y viceversa. Estos efectos pueden ser controlados con rezagos de la variable dependiente y de las explicativas. Puesto que el modelo pretende estudiar la relación entre desigualdad e infraestructuras de acceso a servicios básicos, es importante considerar el *delay* con el que actúan las respectivas políticas de inversión.

En el largo plazo, la infraestructura modifica el crecimiento potencial del territorio económico y el desarrollo de capital humano. En el mediano plazo, la inversión o las externalidades de esta facilitan el empleo sostenible y generan nuevas oportunidades productivas. En el corto plazo, el efecto se observa en dos etapas. Primero, la inversión en infraestructura implica una mayor participación de los activos de los pobres en la producción desde el inicio. La inversión en infraestructura genera empleo temporal para quienes trabajan en su construcción y fomenta el emprendimiento en servicios conexos como consecuencia del mayor dinamismo alrededor de la obra (restaurantes, transporte, etc.), lo que mejora la curva de posibilidades de consumo. Segundo, la infraestructura tiene un efecto considerable después de su implementación, y sujeto al usufructo de la población beneficiada. Finalizada la construcción, la infraestructura se torna en un bien público que incrementa automáticamente las posibilidades de producción de la población, sea por optimización del tiempo, al dirigir el superávit hacia otras actividades productivas, o del gasto, producto del mejor o mayor acceso (pasar de motor a electrificación, de cisterna a tuberías, etc.). El estudio aborda la primera etapa, y este anexo desarrolla la segunda. A continuación, la ecuación por estimar:

$$\begin{aligned}
 [G_{i,t} - G_{i,t-\varepsilon}] &= \eta'[X_{i,t} - X_{i,t-\varepsilon}] + \beta_1[I_{i,t} - I_{i,t-\varepsilon}] + \beta_2[I_{i,t} - I_{i,t-\varepsilon}] * MReg_i + \\
 &\quad [\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-\varepsilon}] \\
 [\Delta_\varepsilon G_{i,t}] &= \eta'[\Delta_\varepsilon X_{i,t}] + \beta_1[\Delta_\varepsilon I(Inf_b)_{i,t}] + \beta_2[\Delta_\varepsilon I(Inf_b)_{i,t}] * MReg_i + \Delta_\varepsilon \varepsilon_{i,t} \quad (4.1)
 \end{aligned}$$

En la ecuación (4.1), las variables se encuentran en variaciones de períodos, donde puede tomar el valor de 1 o 3. Como muestra la tabla 11, $\varepsilon=3$ nos presenta, estadísticamente, el peor escenario, donde se cuenta con solo 72 grados de libertad (g)¹², producto de tres variaciones trianuales de información

¹² Se prefiere contar con alrededor de 60 observaciones para estimar correctamente un panel (apuntes de clase del curso Econometría II, dictado por la profesora Arlette Beltrán, ciclo académico VII, semestre 2016-2).

para 24 departamentos. Pero si se estiman cuatro coeficientes para las macroregiones en interacción con la infraestructura y cuatro para las variables de control, se cuenta con suficiente capacidad explicativa para las estimaciones. En este modelo ya no se tienen efectos fijos, pues estos se eliminan al restar una observación anterior de la serie.

Tabla 11
Resultados de las estimaciones para el coeficiente de Gini por gasto, según el modelo propuesto y en variaciones de uno y tres períodos

	$\varepsilon=1$		$\varepsilon=3$	
	Ec. (4) sin I*MReg	Ec. (4) completa	Ec. (4) sin I*MReg	Ec. (4) completa
Δ Gini por gasto (0-100)				
Δ PIB p. c.	0,00000	0,0000	-0,000000143***	0,000000151
Δ Tasa de analf. (0-100)	-0,246***	-0,219***	-0,225**	-0,341***
Δ Pob en zona rural (0-100)	-0,0418	-0,0417	0,388***	0,337**
Δ PEA (0-100)	0,165***	0,159***	-0,126	-0,232***
Δ Índice de inf. (I)	-0,227		-0,552*	
Δ I en Macro-Norte		0,364		0,666**
Δ I en Macro-Sur		0,0275		-0,516
Δ I en Macro-Centro		-0,724*		-0,293
Δ I en Amazonía		-0,289		-0,707
Constante	-0,464***	-0,432***	-0,142	-1,145***
N.º obs.	240	240	72	72
Años	10	10	3	3
Grupos	24	24	24	24

Notas. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Elaboración propia.

Los resultados resumidos en la tabla 11 señalan que, para las estimaciones con rezago de un período, el índice I no resultó significativo de manera individual, aunque sí mantuvo el sentido esperado (negativo). En la interacción, solo para la región Macro-Centro resultó significativo y mantuvo el sentido esperado. Respecto a los controles, es interesante observar que el efecto del PIB tiende estadísticamente a 0 en ambas formulaciones (completa y sin I^*MReg) cuando la variación es de un período, lo que sugiere un efecto pasajero del crecimiento en la desigualdad. Se observa la permanencia del efecto negativo del analfabetismo y del positivo de la población en el

mercado laboral, ya que esta última responde a una matriz productiva no necesariamente inclusiva.

Para las estimaciones con rezago de tres periodos, los índices I mantuvieron los sentidos esperados (negativo) en su mayoría, y resultaron significativos de manera independiente y en su interacción para la región Macro-Norte. En esta última, se observa un efecto positivo del incremento de infraestructura de acceso a servicios básicos sobre la desigualdad. Como se abordó en el análisis de elasticidades, ello puede estar relacionado con los *stocks* actuales de infraestructura y el punto de saturación en la función cóncava de acceso. Podría ser este el caso en que la inversión favorece la canasta de consumo en lo inmediato (primera etapa), pero cuya ganancia marginal se diluye al tercer año, dados los niveles actuales de infraestructura. Respecto a los controles, los resultados son consistentes con la literatura especializada y el modelo utilizado. Se mantienen los sentidos esperados para cada indicador, en especial cuando estos son significativos. Y, nuevamente, se observa que el crecimiento tiene un efecto en la desigualdad que es diluido en el corto plazo.

Se comprobó así la robustez del modelo, a través de la consistencia en el sentido esperado de las variables de infraestructura —índices, interacciones e infraestructuras independientes—, aunque no siempre resultaron significativas, para las 16 ecuaciones del estudio.