

Inversión en Infraestructura y Desigualdad Regional en el Perú: Nueva Evidencia*

Arturo Vásquez Cordano** Luis Bendezú Medina***

Noviembre 2006

Resumen

El objetivo de este trabajo es evaluar el impacto de la infraestructura vial sobre el crecimiento regional de largo plazo a través de un análisis de datos de panel a nivel departamental desde 1970 hasta el 2000. A diferencia de trabajos previos, esta investigación empleará como determinantes del crecimiento regional indicadores que midan las siguientes características de las regiones: producción departamental, infraestructura de servicios públicos (que incluye el indicador de infraestructura vial), capital regional, entre otros factores. Tomando como referencia el modelo de crecimiento endógeno planteado por Vásquez (2003) que se basa en el planteamiento de Ramsey – Cass – Koopmans, y que incorpora la inversión pública y la persistencia en el consumo como factores que explican el crecimiento económico, es posible plantear un programa de optimización intertemporal las unidades económicas en las regiones maximizan su bienestar a través de la elección de su consumo. A partir de ello, se llega a una especificación que puede ser contrastada empíricamente.

A partir del modelo planteado, se analizará la relación entre la inversión en infraestructura y la desigualdad regional a través de la descomposición del coeficiente de Gini del ingreso regional. Esta descomposición, a diferencia de la mostrada en Zhang y Fang (2000) o en Wagstaff, Van Doorslaer y Watanabe (2001), es plenamente consistente con la especificación teórica proveniente del modelo de crecimiento endógeno planteado en este documento. Un resultado importante de esta descomposición es que la desigualdad regional es persistente, por lo que la inversión en infraestructura no podrá resolver por sí sola este problema económico.

Clasificación JEL: D31, L90, O49

*Este documento se basa en una sección del documento "Inversión en Infraestructura Vial y Crecimiento Económico Regional en el Perú: Un Enfoque Multidimensional", financiado por el CIES. Los autores agradecen la asistencia de Pamela Medina en la elaboración de la base de datos necesaria para realizar esta investigación.

**Organismo Supervisor de la Inversión en Energía del Perú (OSINERG) y Pontificia Universidad Católica del Perú. Correo electrónico: avasquez@osinerg.gob.pe , vasquez.al@pucp.edu.pe.

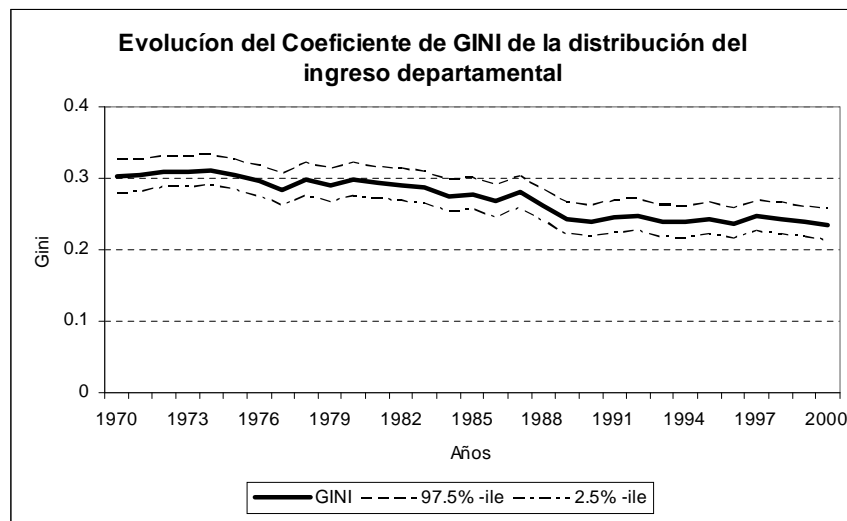
***Universidad de Chile. Centro de Economía Aplicada. Correo electrónico: lbendezu@ing.uchile.cl, lbendezu@pucp.edu.pe.

1. Introducción

Algunos investigadores como Gonzáles de Olarte (2000) han mencionado el hecho que en el Perú existe una suerte de centralismo económico perverso que, al basarse en el dinamismo de los sectores primarios exportadores y de servicios urbanos, provoca que el centro (que vendría a ser Lima, la ciudad capital del país) crezca más que la periferia disminuyendo las relaciones entre ambos. En este sentido, la economía peruana estaría funcionando, a nivel espacial, como un sistema de regiones con grados de desarrollo muy desiguales.

El sistema centro - periferia que organiza espacialmente la economía peruana al parecer se habría reforzado debido a varios factores, entre los cuales puede citarse el proceso de Reformas Estructurales de la década pasada que ha fomentado la aglomeración de los servicios públicos no transables en Lima a través de la concesión de la infraestructura a operadores privados. Según Gonzáles de Olarte (2000), este proceso de centralización sería uno de carácter “perverso” dado que el centro estaría creciendo sin industrializarse y, por tanto, sin articular a los sectores productivos de la periferia que tienen un crecimiento relativamente menor y muy desigual. El Gráfico No 1 muestra la evolución del coeficiente de Gini de la distribución del ingreso regional (medido por el PBI departamental en soles constantes de 1994) ponderado por la población de cada departamento desde el año 1970 hasta el año 2000. Cómo puede observarse, la desigualdad económica entre las regiones se ha mantenido casi inalterada desde 1970 aunque se percibe una leve disminución en el indicador a fines de la década de 1980.

Gráfico No 1



Bandas al 95 % de confianza estimadas a partir de 100 replicaciones generadas mediante el método bootstrap. Fuente: Vásquez (2003).

Este fenómeno, que puede resultar contraintuitivo en primera instancia dada la configuración desigual de las economías regionales mencionada por Gonzales de Olarte (1988 [1982]) pudo haber ocurrido por la crisis hiperinflacionaria de finales de la década de 1980 que ocasionó una fuerte recesión la cual debilitó la base económica, productiva y de consumo en el centro¹. Otro argumento para explicar esta situación se basa en el hecho que a comienzos de la década de 1990, se efectuaron fuertes gastos sociales por parte del gobierno para aliviar la pobreza en las zonas menos favorecidas², así como se realizaron mayores inversiones en los departamentos (principalmente en proyectos mineros y por la expansión de la cobertura de servicios públicos) que dieron más dinamismo a las regiones. Estos factores habrían permitido que las regiones mejoren su posición respecto a Lima lo cual habría llevado a una mejora en los indicadores de desigualdad. Sin embargo, este tema es un área de debate abierto sobre el cual se requieren hacer mayores investigaciones para validar estas afirmaciones.

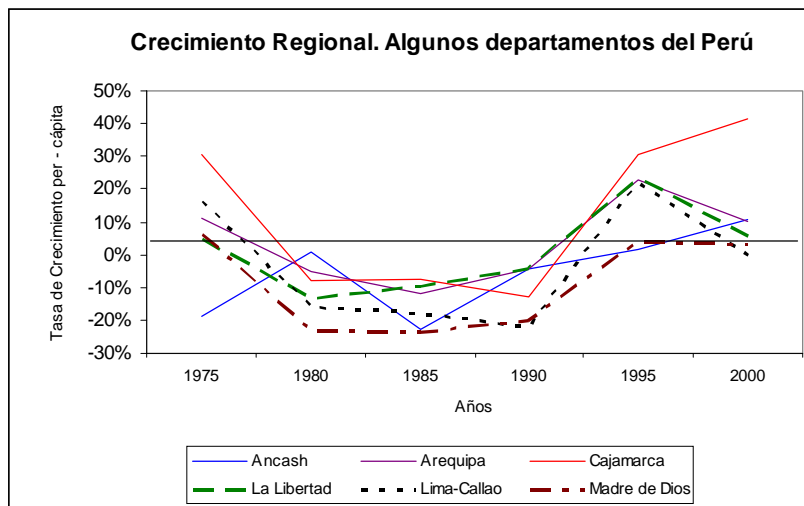
Otro hecho estilizado observado es que, al parecer, durante el período de reformas estructurales no se habrían producido cambios significativos en la distribución del ingreso regional dado que el coeficiente de Gini prácticamente se ha mantenido inalterado en la década pasada. En el Gráfico No 2 se presenta la evolución del crecimiento per - cápita quinquenal en algunos departamentos representativos para los quinquenios comprendidos entre los años 1970 y 2000. A partir de este gráfico es posible identificar que el período 1980 - 1990 fue uno de estancamiento y recesión muy severo que afectó el crecimiento regional. Es recién en la década pasada que hay cierta recuperación en el crecimiento debido, en parte, a la explotación minera en las regiones, la reactivación de la economía luego de la crisis hiperinflacionaria que dinamizó los mercados regionales, así como la ejecución de algunas inversiones privadas en los departamentos consecuencia de los compromisos de inversión generados a partir de las reformas estructurales³.

¹Según Gonzáles de Olarte (2000) a comienzos de la década pasada Lima generaba el 44 % del PBI total, el 55.4 % de la producción industrial, el 57.7 % del comercio a nivel nacional, el 83 % de la colocaciones de la banca comercial, el 55 % del gasto público y el 50 % del ingreso nacional. Este fenómeno se debe, según el autor, a la existencia de fuertes economías externas y de aglomeración que, en conjunto, hacen que Lima posea una gran densidad económica con la que difícilmente pueden competir las otras regiones.

²Los gastos sociales en el Perú, según la evidencia mostrada por Schady (1999), habrían seguido el compás de los ciclos políticos (principalmente los electorales) más que a metas de equidad social.

³En el caso de Cajamarca, la recuperación en su crecimiento se debería principalmente a la explotación de los yacimientos de oro en la mina Yanacocha.

Gráfico No 2



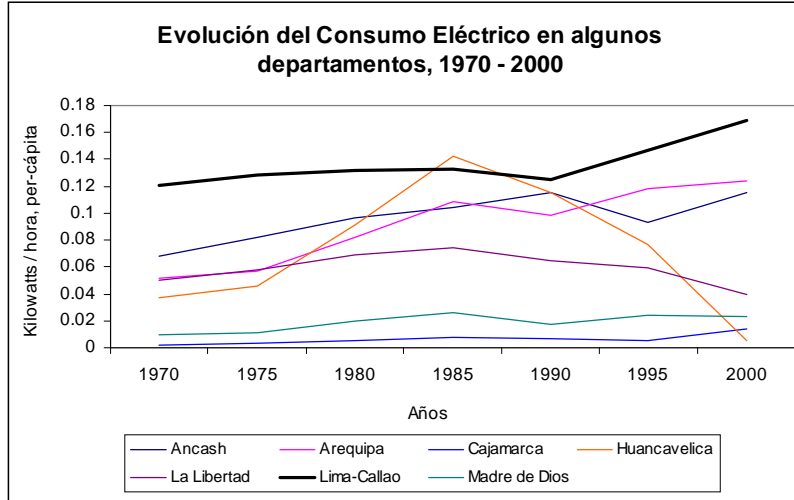
Fuente: Vásquez (2003).

En cuanto a la evolución de la infraestructura eléctrica (aproximada a través del consumo en kilowatts per - cápita⁴), está ha crecido en los departamentos a tasas desiguales notándose un mayor crecimiento en Lima. En el caso de Huancavelica, el departamento con mayor incidencia de la pobreza según Herrera (2001), se nota una caída dramática en el indicador que puede explicarse por el impacto del terrorismo en esa zona, así como por la poca asignación presupuestal que ese departamento ha recibido de parte del Estado para obras de inversión social. En Cajamarca se percibe que no ha habido una expansión significativa de la cobertura eléctrica dado que se aprecia que el consumo de electricidad se ha mantenido muy bajo (véase el Gráfico No 3).

Por otro lado, en el Gráfico No 4 se presenta la evolución de la infraestructura de telecomunicaciones (aproximada mediante el número de líneas en servicio dentro del departamento). Se puede notar que se ha producido una expansión de la cobertura de manera desigual en las regiones, siendo Lima Metropolitana el área con mayor número de líneas en servicio. La cobertura en el resto de departamentos es muy baja respecto a Lima aunque se puede notar que ha habido un leve aumento en el número de líneas en servicio en el interior del país luego de producida la concesión de los servicios de telefonía en 1994.

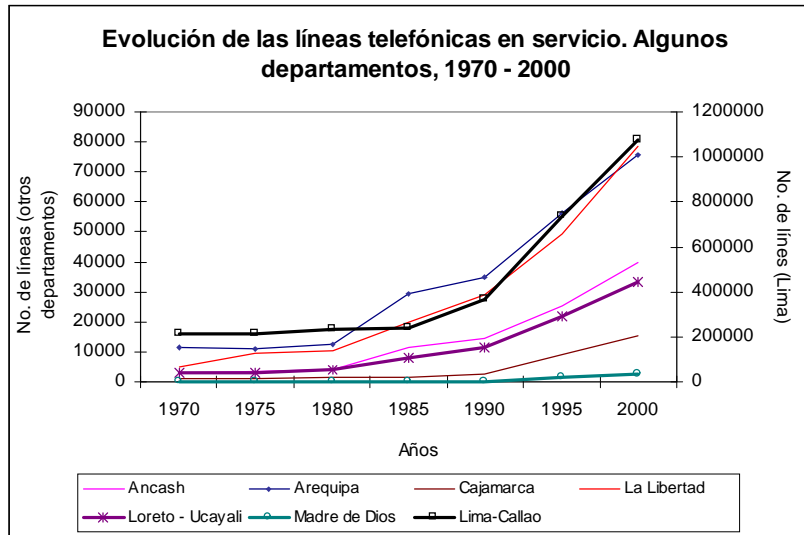
⁴De acuerdo a Zhang y Fan (2000), este indicador es una buena variable proxy de la infraestructura eléctrica dado que guarda una relación precisa con el nivel de actividad que se presenta en una región (a diferencia de la potencia instalada cuya localización depende del acceso a los recursos para generar energía - como el agua, carbón, etc).

Gráfico No 3



Fuente: Vásquez (2003).

Gráfico No 4

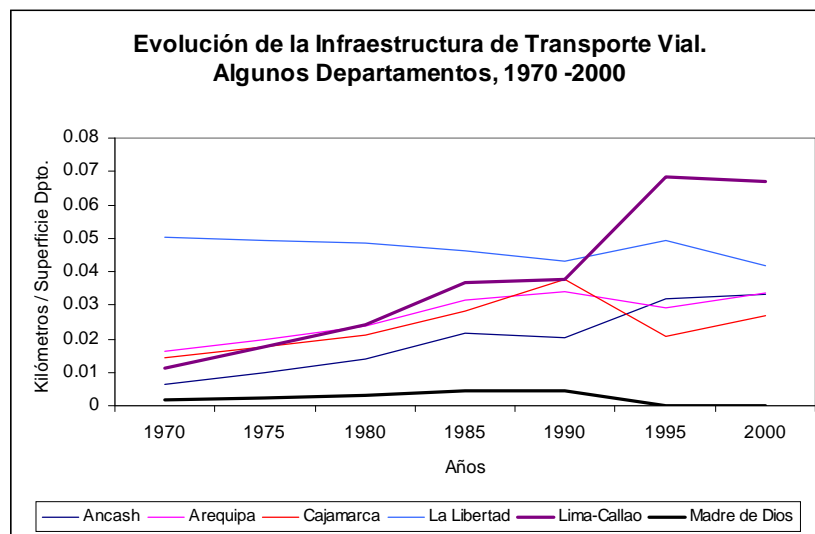


Fuente: Vásquez (2003).

Finalmente, se presenta en el Gráfico No 5 la evolución de la infraestructura de transporte (que se aproxima mediante el número de kilómetros de caminos

asfaltados y afirmados por kilómetro cuadro de superficie del departamento). Como se ha notado para otros tipos de infraestructura, Lima concentra la mayor cantidad de las obras viales. De otro lado, durante la década de 1980, se produjo un relativo estancamiento en la expansión de este tipo de infraestructura en las regiones aunque el indicador tiende a recuperarse a mediados de la década de 1990.

Gráfico No 5



Fuente: Vásquez (2003).

En síntesis, resulta claro que se ha dado en el Perú un proceso de crecimiento regional desigual, así como una expansión de la infraestructura centralizada en Lima. Este último hecho puede haber sido crucial para explicar el marcado crecimiento desigual en las regiones. Frente a estos hechos estilizados y ante las interrogantes planteadas, en la siguiente sección se desarrollará un modelo teórico y un marco metodológico que permitirá evaluar cuáles son los efectos de la expansión de los distintos tipos de infraestructura, en especial la infraestructura vial, sobre el crecimiento regional. El período de análisis tentativo comprende los años entre 1970 y 2000 debido a la poca disponibilidad de datos a nivel departamental.

2. El Modelo

De manera similar al rol que cumple el conocimiento específico que tienen las empresas en la generación de economías externas a nivel agregado en el modelo de Romer (1986), se supone que la producción de las unidades económicas es

una función cóncava de varios insumos privados pero depende positivamente y de manera separable del nivel de diversos tipos de infraestructura de servicios públicos⁵, los cuales pueden ser aproximados por medio de un vector de variables “F”. A partir de las formulaciones de Barro (1990), Aschauer (1997b) y Jalan y Ravallion (2002), los cuales utilizan una versión modificada del modelo estándar de Ramsey – Cass – Koopsman, es posible plantear un programa de optimización intertemporal asumiendo que las unidades económicas en la región “j” maximizan su bienestar intertemporal a través de la elección de su consumo⁶. Para los propósitos de esta investigación, se supone que todo lo que se consume se produce: $C_{jt} = Y_{jt}$ ⁷. Además, se supone que existe persistencia en el consumo:

$$\tilde{C}_{jt} = C_{jt} - \phi C_{jt-1} \longrightarrow \tilde{Y}_{jt} = Y_{jt} - \phi Y_{jt-1} \quad (1)$$

De acuerdo a (1), los servicios de la producción regional \tilde{Y}_{jt} en el período t están positivamente relacionados a la producción corriente y negativamente relacionados con el rezago de la producción. El parámetro ϕ mide el grado de persistencia de la producción pasada, o sea mide la magnitud de la formación de hábitos en la producción (consumo).

Cuando ϕ es más grande, la unidad económica regional recibe menos utilidad intertemporal de un monto dado de producción. Asimismo, se supone que la unidad representativa de la región tiene una función de bienestar isoelástica. Con estos supuestos, es posible plantear el siguiente programa de optimización intertemporal para la unidad económica representativa de las regiones:

$$\max_{C_{jt}} U(\tilde{Y}_{jt}) = E_t \left(\sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t \left(\frac{\tilde{Y}_{jt}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right) \right)$$

sujeito a:

$$Q(K_{jt}, F_{jt}) = K_{jt+1} + \tilde{Y}_{jt} \quad (2)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \beta^{t-1} K_{jt} = 0$$

con K_0 dado.

Donde σ es la elasticidad de sustitución intertemporal, \tilde{Y}_{jt} es la producción de la unidad económica representativa de la región j en el período t y γ es la tasa

⁵ Utilizar variables de stock en vez de flujos no genera modificaciones sustanciales al modelo. Como sostiene Barro: “Because output can be used for consumption or to augment private or public capital and because the two capital stocks are transferable across the sectors, this difference in specification is not substantive” (1990: 106).

⁶ Incluir la tasa de depreciación en el modelo presentado no altera significativamente su forma reducida. Véase Jalan y Ravallion (2002).

⁷ Se puede asumir este supuesto dado que en el estado estacionario la tasa de crecimiento del consumo será igual a la tasa de acumulación de capital y a la tasa de crecimiento del producto debido a que el modelo de crecimiento endógeno utilizado en este modelo asume que los agentes económicos son idénticos (se tiene un agente representativo). Ello implica que el crecimiento de la producción de cada región (es decir, la capacidad de generación de valor agregado regional) refleja el crecimiento del consumo de cada región (es decir, su capacidad de absorción de la producción).

subjetiva de preferencia intertemporal. La unidad representativa regional produce combinando mano de obra y capital propio (el cual puede estar compuesto por tierra, capital físico y humano K ⁸) bajo retornos constantes a escala. No obstante, la producción de la unidad también depende de un vector de activos públicos que generan externalidades sobre la producción. La función $Q(K, F)$ representa la producción total la cual puede destinarse a consumo o inversión según el programa (2). Se supone que esta función presenta retornos constantes a escala sobre los factores K y F en conjunto pero retornos decrecientes sobre K .

Para derivar la tasa de crecimiento óptima del consumo, reescribimos el problema de optimización de la unidad económica en uno de dos períodos mediante la ecuación de Bellman:

$$V_{jt}(K_{jt}) = \max_{Y_{jt}} \left(\left(\frac{\tilde{Y}_{jt}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right) + \gamma E_t V_{jt+1}(K_{jt+1}) \right) \quad (3)$$

sujeto a:

$$Q(F_{jt}, K_{jt}) = K_{jt+1} + \tilde{Y}_{jt}$$

La función de Lagrange para este problema de programación dinámica es:

$$\mathcal{L} = \left(\frac{\tilde{Y}_{jt}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right) + \gamma E_t V_{jt+1}(K_{jt+1}) + \lambda_{jt} \left(Q(F_{jt}, K_{jt}) - K_{jt+1} - \tilde{Y}_{jt} \right) \quad (4)$$

Derivando obtenemos las condiciones de primer orden:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_{jt}} = \tilde{Y}_{jt}^{1-\sigma} - \lambda_{jt} = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial K_{jt+1}} = \gamma E_t V'(K_{jt+1}) - \lambda_{jt} = 0 \quad (6)$$

Aplicando el Teorema de la Envolvente, obtenemos la ecuación de Benveniste-Scheinkman:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial K_{jt}} = \lambda_{jt} Q_K(K_{jt}, F_{jt}) = V'_{jt}(K_{jt}) \quad (7)$$

Adelantando un período (7) y reemplazando (5) y (7) en (6), obtenemos la ecuación de Euler:

$$\gamma E_t \left(\tilde{Y}_{jt+1}^{-\sigma} Q_K(K_{jt+1}, F_{jt+1}) \right) = \tilde{Y}_{jt}^{-\sigma} \quad (8)$$

Reordenando términos se tiene que:

$$\gamma E_t \left(\left(\frac{\tilde{Y}_{jt}}{\tilde{Y}_{jt+1}} \right)^\sigma Q_K(K_{jt+1}, F_{jt+1}) \right) = 1$$

⁸Para que el problema de programación dinámica tenga solución para infinitos períodos es necesario imponer una restricción en el programa (2), la cual representa la condición de transversalidad del modelo. Véase Bonifaz y Lama (1999).

Es necesario simplificar la expresión anterior para los propósitos de la estimación. Una motivación para este procedimiento es que la presencia de errores de medición requiere el uso de variables instrumentales, por lo que el limitado número de instrumentos disponibles de los datos regionales probablemente no sean suficientes para capturar la no linealidad de la ecuación (8) y permitir una estimación apropiado del parámetro ϕ . Siguiendo a Dynan (2000) podemos re-exresar la ecuación anterior de la siguiente forma:

$$\gamma \left(\frac{\tilde{Y}_{jt}}{\tilde{Y}_{jt-1}} \right)^\sigma Q_K(K_{jt+1}, F_{jt+1}) = 1 + \xi_{jt} \quad (9)$$

donde ξ_{jt} representa el error que cometen los agentes al formar sus expectativas (refleja innovaciones sobre la producción permanente). Si los agentes tienen expectativas racionales entonces: $E_{t-1}(\xi_{jt}) = 0$ (los errores no están serialmente correlacionados). Tomando logaritmos, es posible representar la ecuación de Euler (9) de manera log-lineal como sigue:

$$\ln(\tilde{Y}_{jt}) - \ln(\tilde{Y}_{jt-1}) = \frac{1}{\sigma}\gamma + \frac{1}{\sigma}\ln Q_K(K_{jt+1}, F_{jt+1}) - \ln(1 + \xi_{jt}) \quad (10)$$

Si se reemplaza (1) en el lado izquierdo de (10), se tiene que:

$$\ln(\tilde{Y}_{jt}) - \ln(\tilde{Y}_{jt-1}) = \Delta \ln(Y_{jt} - \phi Y_{jt-1})$$

Siguiendo a Muellbauer (1988)⁹, se aproxima $\Delta \ln(Y_{jt} - \phi Y_{jt-1}) \approx \Delta \ln(Y_{jt}) - \phi \Delta \ln(Y_{jt-1})$. Por otro lado, si aplicamos la aproximación de McLaurin al último término de (10), se tiene que: $\ln(1 + \xi_{jt}) \approx \xi_{jt}$. Reemplazando estos dos resultados en (10) y haciendo algunas sencillas manipulaciones algebraicas, se obtiene la forma reducida del modelo de crecimiento endógeno:

$$\Delta \ln(Y_{jt}) = \frac{1}{\sigma}\gamma + \phi \Delta \ln(Y_{jt-1}) + \frac{1}{\sigma}\ln Q_K + e_{jt} \quad (11)$$

3. Modelo Econométrico

La medición del PBI regional en el Perú adolece de diversas limitaciones asociadas a: i) la metodología contable que se emplea para su estimación, y ii) las fuentes estadísticas de poca confiabilidad que se utilizan en su estimación. Estas limitaciones hacen que esta variable sea pobremente medida, lo cual provoca la presencia de una fuerte correlación negativa en las mediciones de los cambios en la producción regional. Con el objeto de controlar por el error de medición en esta variable, sea:

$$\ln(\hat{Y}_{jt}) = \ln(Y_{jt}) + \theta_{jt} \implies \ln(Y_{jt}) = \ln(\hat{Y}_{jt}) - \theta_{jt} \quad (12)$$

⁹La referencia es: Muellbauer, J. (1988). "Habits, Rationality and Miopía in the Life-Cycle Consumption Model using Panel Data". *Annales d'Economie et de Statistique*. 75: 48-56. Tomada de Dynan (2000).

donde \widehat{Y}_{jt} es el PBI de la región j en el período t , Y_{jt} es el verdadero valor del PBI regional y θ_{jt} es el error de medición. Con (12), es posible escribir: $\Delta \ln(Y_{jt}) = \Delta \ln(\widehat{Y}_{jt}) - \theta_{jt} + \theta_{jt-1}$ y $\phi \Delta \ln(Y_{jt}) = \phi \Delta \ln(\widehat{Y}_{jt}) - \phi \theta_{jt-1} + \phi \theta_{jt-2}$. Reemplazando ambos resultados en (11), se obtiene la siguiente expresión:

$$\Delta \ln(\widehat{Y}_{jt}) = \frac{1}{\sigma} \gamma + \phi \Delta \ln(\widehat{Y}_{jt-1}) + \frac{1}{\sigma} \ln Q_K + \varepsilon_{jt} \quad (13)$$

donde $\varepsilon_{jt} = e_{jt} + \theta_{jt} - (1 + \phi) \theta_{jt-1} + \phi \theta_{jt-2}$. Si se asume que la función de producción regional tiene una especificación Cobb-Douglas, $Q_{jt} = A_j K_{jt}^\alpha F_{jt}^{1-\alpha}$, es posible expresar la ecuación (13) de la siguiente forma:

$$\Delta \ln(\widehat{Y}_{jt}) = \beta_0 + \phi \Delta \ln(\widehat{Y}_{jt-1}) + \beta_1 \ln K_{jt} + \beta_2 \ln F_{jt} + v_j + \varepsilon_{jt} \quad (14)$$

donde $\beta_0 = \frac{1}{\sigma}(\gamma + \ln \alpha)$, $\beta_1 = \frac{1}{\sigma}(\alpha - 1)$, $\beta_2 = \frac{1}{\sigma}(1 - \alpha)$, $v_j = \frac{1}{\sigma} A_j$. El efecto específico v_j representa las características idiosincrásicas de cada región, las cuales están relacionadas con los fundamentos de la economía regional j relativos a las preferencias o la tecnología (atributos regionales que no son observables para el investigador).

La ecuación lineal de Euler (14) no puede ser estimada utilizando el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios debido a que este método producirá estimadores inconsistentes e ineficientes para β_0 , β_1 , β_2 y ϕ debido a la correlación entre el rezago de $\Delta \ln Y_{jt}$ y el término de error ε_{jt} que posee una estructura MA(2), así como a la presencia del efecto específico regional v_j . Para solucionar este inconveniente, Anderson y Hsiao (1981) sugieren transformar el modelo mediante el siguiente procedimiento: i) rezagar la ecuación (14) un período, ii) restar el modelo rezago de la ecuación (14). La expresión que queda luego de este procedimiento es la siguiente:

$$\Delta \ln(\widehat{Y}_{jt}) - \Delta \ln(\widehat{Y}_{jt-1}) = \phi \left[\Delta \ln(\widehat{Y}_{jt-1}) - \Delta \ln(\widehat{Y}_{jt-2}) \right] + \beta_1 \Delta \ln K_{jt} + \beta_2 \Delta \ln F_{jt} + \Delta \varepsilon_{jt} \quad (15)$$

A pesar que la ecuación (15) ya no incorpora los efectos específicos a cada región, aún es problemática de estimar debido a la correlación entre la variable dependiente rezagada y el término de error (el cual presenta una estructura de tipo MA(2)). Sin embargo, es posible estimar los parámetros del modelo (15) utilizando variables instrumentales para el rezago de la tasa de crecimiento del PBI regional. Arellano y Bond (1991) proponen utilizar un método de estimación en dos etapas que permite obtener parámetros consistentes, insesgados y asintóticamente eficientes, el cual está basado en el Método Generalizado de Momentos (GMM). Para eliminar el problema de la correlación entre los términos mencionados, Arellano y Bond (1991) proponen utilizar los rezagos de las diferencias de los regresores estrictamente exógenos y los retardos de la variable dependiente como instrumentos dado que prueban que aquellos son adecuados¹⁰.

¹⁰Los autores demuestran que las diferencias de las variables estrictamente exógenas rezagadas resultan ser instrumentos superiores dado que la convergencia de ξ cuando se utilizan aquellos es más rápida. Véase Baltagi (1995) para mayores detalles.

La metodología de datos de panel que se emplea en esta sección permite explotar la información proveniente de las diferencias entre regiones junto con información proveniente de la evolución temporal de las variables, lo que proporciona un número más elevado de grados de libertad que el análisis de corte transversal y reduce la posible multicolinealidad entre las variables. Todo lo anteriormente mencionado junto con la aplicación de la metodología de estimación GMM hace posible que los parámetros del modelo (ϕ, β) sean estimados con mayor precisión y controlando el problema del error de medición del PBI regional.

4. Desigualdad Regional e Infraestructura Vial

Un tema adicional a estudiar es si la desigual dotación de infraestructura a nivel departamental ha contribuido a generar el divergente desarrollo regional experimentado en el Perú. El problema para llevar adelante un estudio detallado sobre este problema es el hecho que no se cuenta con una teoría que explique específicamente la relación entre desigualdad e infraestructura. Reconociendo esta limitación y teniendo en cuenta que es necesario tratar el problema para tener una mejor perspectiva del desarrollo regional en el Perú, en este documento se presenta una metodología que permite realizar una exploración sobre el vínculo que puede existir entre desigualdad regional y la infraestructura vial para el caso peruano.

Se tomará como base el trabajo de Zhang y Fan (2000) y Vásquez (2003), los cuales realizan un estudio exploratorio sobre la desigualdad regional y su relación con la inversión en activos públicos en China y Perú. Zhang y Fan (2000) plantean estimar una ecuación que incorpora variables de infraestructura y otras variables explicativas del producto regional bajo una especificación Cobb-Douglas como la siguiente:

$$Y_{tj} = A_j \prod_{i=1}^k X_{ijt}^{\beta_i} \prod_{s=1}^m F_{its}^{\gamma_s} e^{\varepsilon_{tj}} \quad (16)$$

donde Y_{tj} es el producto bruto interno de la región j en el período t , X_{tj} representa una matriz de variables explicativas a especificar, F_s son los indicadores de infraestructura, β_i es la elasticidad – producto con respecto a la variable explicativa i , γ_s es la elasticidad – producto con respecto al indicador de infraestructura j , ε es el término de error aleatorio, y A_j es el factor tecnológico específico a cada región j . Los subíndices t y j hacen referencia a las unidades temporales observadas y a las regiones del país. La forma logarítmica de la ecuación descrita esta dada por:

$$y_{tj} = \sum_{i=1}^k \beta_i x_{ijt} + \sum_{s=1}^m \gamma_s f_{sjt} + a_j + \varepsilon_{tj} \quad (17)$$

Luego, a partir de los parámetros estimados, es posible construir un indicador de desigualdad que dependa de las variables explicativas incorporadas en

la primera ecuación así como de los parámetros β_i y γ_s . Vásquez (2003) propone utilizar la descomposición del índice de concentración de Gini del PBI regional que se puede obtener de la ecuación (17) a partir de la descomposición de Wagtaff et al. (2001), cuya demostración se presenta en Vásquez (2003). La forma reducida de esta expresión es la siguiente:

$$Gini_{y_t} = \sum_{k=1}^k \left(\beta_k \frac{h_{tk}}{\bar{y}_t} \right) Gini_{h_{tk}} + \frac{G_\varepsilon}{\bar{y}_t} \quad (18)$$

La ecuación (18) muestra que el coeficiente de Gini del logaritmo del ingreso regional y en el año t está conformado por dos componentes. El primero es el componente determinístico el cual es igual a la suma ponderada de los índices de concentración de los k regresores h , donde $h = (x, f)$ y donde las ponderaciones vienen a ser las elasticidades del ingreso regional respecto al regresor k -ésimo. El segundo componente refleja la desigualdad que no puede ser expresada por variaciones sistemáticas de los regresores. De esta manera, la ecuación (18) permite descomponer el índice de Gini que mide la desigualdad regional en función de los coeficientes de desigualdad de los regresores, con lo cual es posible evaluar el impacto diferencial de los indicadores de infraestructura, en especial el indicador de infraestructura vial, sobre la desigualdad en los departamentos del Perú.

Sin embargo, esta expresión no es plenamente compatible con el modelo planteado en la sección anterior. Para ello, primero debemos obtener una forma funcional que permita relacionar tanto la expresión obtenida mediante el modelo econométrico de la sección anterior junto con la expresión del coeficiente Gini, que será usado como indicador de desigualdad¹¹. Este coeficiente viene dado por la siguiente expresión:

$$Gini_{y_t} = \left(\frac{2}{n\bar{Y}_t} \sum_{j=1}^n y_{jt} R_{jt} \right) - 1 \quad (19)$$

donde n es el número de departamentos, \bar{Y}_t es el promedio del PBI y R_{jt} es una variable que indica la clasificación de las regiones. Sin embargo, también tenemos que el modelo de regresión viene dado por:

$$\Delta y_{jt} = \alpha + \phi \Delta y_{jt-1} + \sum_{k=1}^K \beta_k h_{jtk} + v_j + \varepsilon_{jt}$$

Diferenciando el Gini un periodo, y empleando la definición del coeficiente, se tiene que:

$$Gini_{y_t} - Gini_{y_{t-1}} = \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \left(\frac{1}{\bar{Y}_t} y_{jt} R_{jt} - \frac{1}{\bar{Y}_{t-1}} y_{jt-1} R_{jt-1} \right)$$

¹¹La derivación completa se encuentra en el Anexo.

Si asumimos que la clasificación de las regiones es persistente en el tiempo $R_{jt} = R_{jt-1} = R_j$, se tiene que:

$$Gini_{y_t} - Gini_{y_{t-1}} = \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \Delta y_{jt} R_j - 2 \frac{\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_t} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_{t-1}} y_{jt-1} R_j$$

Luego de un poco de álgebra:

$$Gini_{y_t} = \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \Delta y_{jt} R_j + \left(\frac{\bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_t} \right) Gini_{y_{t-1}}$$

Que puede expresarse como:

$$Gini_{y_t} = \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \Delta y_{jt} R_j + \left(\frac{1}{1 + g_Y} \right) Gini_{y_{t-1}} \quad (20)$$

Esta expresión para el coeficiente Gini de un año dado muestra los dos principales factores que estarían explicando el nivel de desigualdad en un año dado. El primero de ellos es la variación de la producción interna, que se ve afectada por la inversión en infraestructura; el segundo de ellos es el coeficiente rezagado, que podría interpretarse como un factor de persistencia en la desigualdad. Notese que el coeficiente que acompaña a la desigualdad rezagada depende de la tasa de crecimiento del nivel de producción entre los dos años del análisis. Mas específicamente, si la tasa de crecimiento de la producción agregada es muy grande, el factor de persistencia en la desigualdad disminuirá, mientras que si el crecimiento tiende a cero o es negativo, la persistencia será mayor¹².

A partir de esta ecuación, se procede a realizar la descomposición del coeficiente en base a las variables del modelo estimado:

$$Gini_{y_t} = \frac{2}{n\bar{Y}_t} \left(\sum_{k=1}^K \beta_k \sum_{j=1}^n \Delta h_{jtk} R_j + \sum_{j=1}^n \omega_{jt} R_j \right) + \left(\frac{1}{1 + g_Y} \right) Gini_{y_{t-1}}$$

¹² Por definición, este coeficiente se encuentra acotado. De la definición del Gini, se tiene que:

$$\begin{aligned} 0 &< \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} y_{jt} R_j - \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} y_{jt-1} R_j + \left(\frac{\bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_t} \right) \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_{t-1}} y_{jt-1} R_j < 1 \\ 0 &< \frac{2}{n} \left[\sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} y_{jt} R_j - \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} y_{jt-1} R_j + \frac{1}{\bar{Y}_t} \sum_{j=1}^n y_{jt-1} R_j \right] < 1 \\ 0 &< \frac{2}{n} \left[\sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} y_{jt} R_j \right] < 1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
Gini_{y_t} &= \sum_{k=1}^K \left(\frac{\beta_k \bar{h}_{tk}}{\bar{Y}_t} \right) (Gini_{h_{tk}} + 1) - \sum_{k=1}^K \left(\frac{\beta_k \bar{h}_{t-1,k}}{\bar{Y}_t} \right) (Gini_{h_{t-1,k}} + 1) \\
&\quad + \frac{G\omega_t}{\bar{Y}_t} + \left(\frac{1}{1 + g_Y} \right) Gini_{y_{t-1}}
\end{aligned} \tag{21}$$

5. Descripción de la Base de Datos

Para la estimación del modelo empírico presentado en la sección anterior, se ha tomado como fuente de datos inicial aquella elaborada por Vásquez (2003), el cual elaboró un panel de datos que contiene información sobre la dotación de infraestructura para los 24 departamentos del Perú. El período considerado para el análisis, debido a la poca disponibilidad de las estadísticas oficiales, abarca los años comprendidos entre 1970 y 2000. El panel ha sido organizado de tal modo que se tienen observaciones temporales cada 5 años para 23 departamentos del país. Los datos de los departamentos de Ucayali y Loreto fueron sumados debido a que el primero fue creado a comienzos de la década de 1980 a partir de una partición de Loreto que lo abarcaba.

Los datos del PBI departamental¹³, la población (pobla), las líneas telefónicas en servicio (telecom), y los caminos (camino)¹⁴ han sido tomados de los compendios estadísticos del INEI desde 1970 hasta el año 2000. Los datos del PBI departamental están expresados en soles constantes de 1994. Debe reconocerse que el PBI regional puede no estar correctamente estimado para algunos departamentos dado que no se cuenta con toda la información necesaria para la construcción adecuada de esta variable. Esto se debe a que la información departamental sobre indicadores productivos es pobre o escasa y no es bien recogida por las estadísticas oficiales debido a deficiencias en el procesamiento de los datos o por la deficitaria calidad de las fuentes estadísticas originales. Ello provoca que esta variable posee cierto grado de error en su medición. Sin embargo, el modelo de crecimiento endógeno presentado en la sección anterior permite controlar por el error de medición de esta variable que puede afectar la correcta estimación de sus parámetros.

Las variables de consumo eléctrico y potencia eléctrica instalada han sido construidas en base a la información recopilada de los anuarios estadísticos publicados por la Comisión de Tarifas Eléctricas (que a la fecha es la Gerencia Adjunta de Regulación Tarifaria – GART del OSINERG) entre los años 1990 y 2000, los anuarios estadísticos del INEI, y los anuarios estadísticos de electricidad para los períodos 1976 y 1976-1985 publicados por el Ministerio de Energía Minas. El indicador de infraestructura eléctrica seleccionado fue la potencia eléctrica instalada por departamento (potencia). Se construyó una variable auxiliar utilizada como instrumento para la estimación GMM denominada *electric*,

¹³Véase para mayores detalles de la construcción de este indicador: INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA E INFORMÁTICA (2001). Resumen Metodológico para la medición del PBI por departamentos. Lima.

¹⁴La variable camino incluye las carreteras asfaltadas y los caminos pavimentados.

la cual se calcula como la razón consumo eléctrico – potencia eléctrica, con el propósito de controlar por la desigualdad dotación de potencia instalada en las regiones. Con el objeto de hacer compatible el consumo agregado anual de electricidad (medido en gigawatts) y la potencia instalada (medida en megawatts / hora), se dividió el consumo entre un factor de carga constante promedio de 0.7 y luego por el número de horas que hay en un año.

En este documento se ha optado por el uso de medidas físicas de infraestructura regional en ves de medidas monetarias por las siguientes razones:

- De acuerdo a Bengoa y Sanchez-Robles: “el gasto público en unidades monetarias no es un indicador excesivamente fiable de la dotación de infraestructura de transportes y comunicaciones, sobre todo en países en desarrollo. Como señala Pritchett (1996) con frecuencia este gasto no se lleva a cabo con la máxima eficiencia, lo que impide que un dólar gastado en carreteras corresponda realmente a un dólar adicional de carreteras. El importe del gasto suele ser mayor que el capital generado debido al hecho de que la financiación sea pública”¹⁵ (2001: 71).
- La corrupción, endémica en el continente latinoamericano, también contribuye a que las cifras de gasto no sean indicadores fiables del producto resultante: es concebible que parte del gasto haya encubierto comisiones y otra clase de prebendas (véase para mayores detalles Sanchez-Robles; 1998).

Una variable de control adicional a considerar en el análisis es la superficie agrícola medida en hectáreas la cual se ha obtenido a partir de los informes de los Censos Nacionales Agropecuarios de 1961, 1972, 1994. Para completar los años intercensales se ha utilizado el método de interpolación lineal. A su vez se recopiló información sobre la superficie agropecuaria a nivel departamental, la cual fue obtenida también de los informes de los Censos Nacionales Agropecuarios anteriormente mencionados. La información recopilada en términos de participación de los departamentos en el total nacional es consistente entre las dos variables, teniendo como departamentos con alta superficie agrícola y agropecuaria a Puno y Cajamarca, mientras que los departamentos que registran menor participación en dichas variables son Tumbes y Madre de Dios.

Asimismo, debe decirse que la superficie agropecuaria peruana ha aumentado en términos generales con el tiempo, presentándose como excepciones los departamentos de La Libertad, Tumbes y la Provincia Constitucional del Callao en los cuales se ha visto una disminución de la misma. Así, se puede observar que desde el censo de 1961, tanto a nivel nacional como a nivel departamental, la superficie agropecuaria se ha duplicado. Lo mismo ha sucedido con la superficie agrícola, aunque cabe decir, que esta ha crecido en menor cuantía durante el periodo estudiado (40 %).

¹⁵En el caso de una empresa privada, sujeta a los mecanismos del mercado, la diferencia entre el gasto y lo producido sería menor o incluso inexistente, ya que la empresa no puede permitirse el lujo de que una inversión de un dólar no genere una cantidad lo más próxima posible a un capital adicional de un dólar.

Un hecho estilizado destacable mostrado por esta variable es la marcada asimetría en la distribución de la superficie entre los departamentos. Se observa, por ejemplo, una mayor concentración de la superficie agrícola disponible en la costa del Perú, la cual se ha utilizado tradicionalmente en la agricultura de exportación de productos agrícolas de alto valor comercial (agricultura de tipo intensiva). Esta orientación ha implicado mayores inversiones en obras de irrigación, tecnificación agrícola (inversiones en maquinarias especializadas y en fertilizantes), entre otras. En contraste, en la sierra y en gran parte de la selva la agricultura ha estado orientada tradicionalmente a satisfacer la demanda interna, lo cual ha implicado bajos niveles de inversión en el sector agrícola (agricultura de tipo extensiva).

Por otro lado, se construyó la variable población económicamente activa (PEA) con estudios secundarios o superiores como un indicador para aproximar el nivel educativo de la población. La información de esta variable ha sido recopilada para los años de 1972, 1981, 1993 y 2005. Los datos para los dos primeros periodos se han obtenido de los resúmenes de los resultados de los Censos Nacionales de Población de dichos años, los cuales de encuentran disponibles en la biblioteca del Banco Central de Reserva del Perú. Asimismo, la información correspondiente al año 1993 se obtuvo de la publicación electrónica del Censo de Población y Vivienda de ese año disponible en la Biblioteca Virtual del INEI, mientras que la información correspondiente al año 2005 se obtuvo de la publicación electrónica de los resultados del censo del año 2005, proporcionado por el INEI mediante CD¹⁶.

Para poder completar las observaciones intercensales de la variable PEA educada dentro del panel de datos, se utilizó el método de interpolación lineal empleado las tasas de crecimiento de la PEA proyectadas por el INEI en sus publicaciones sobre crecimiento demográfico publicadas en su biblioteca virtual. La información proveniente del censo del año 2005 se utilizó para evaluar la consistencia de los resultados obtenidos con este procedimiento.

En primer lugar, se observa que a nivel nacional, en el período de 1972 a 1981, así como en el período 1981-1993, la población económicamente activa con educación secundaria creció a una tasa promedio de 5 % anual –aproximadamente 2 % mayor que la tasa de crecimiento de la PEA en dichos periodos. Por otro lado, la PEA con educación superior casi se ha cuadruplicado en el primer periodo, hecho que no se mantuvo en el segundo periodo donde el crecimiento agregado de esta variable de dicho período sólo fue del 68 %.

A nivel departamental, en el primer periodo la PEA educada crece en mayor medida (10 % anual) en los departamentos de Tumbes, Piura y Madre de Dios,, seguidos de los departamentos de La Libertad y San Martín cuya PEA con educación secundaria creció a una tasa de 9 % anual. Los departamentos de Loreto y Huancavelica, por otro lado, registran las menores tasas de crecimiento de su PEA educada –aproximadamente 1 %. La tasa de crecimiento medio de este periodo es del 6 %.

¹⁶Se debe mencionar que en el caso del año 2005, la información corresponde a la población total con educación secundaria y superior, no la población económicamente activa. Por tanto, comparaciones con este último periodo no resultan válidas directamente.

Con respecto al periodo de 1981-1993 se observa que las condiciones han mejorado a nivel regional, pues el promedio de la tasa de crecimiento de la PEA educada es del 8%. Los departamentos de Ica y La Libertad son los que presentan las menores tasas de crecimiento, pues su PEA con educación secundaria crecen sólo al 5% anual. Finalmente, Madre de Dios es el departamento con la más alta de crecimiento del período (15%), aunque debe mencionarse que en esta región el nivel de población es reducido (menos de cien mil habitantes).

En cuanto a la PEA que cuenta con educación superior, en el primer periodo, se presenta un crecimiento promedio de 17% anual, el cual se frena en el segundo periodo a sólo un 8% por año. En ambos periodos Madre de Dios es la región que presenta una de las tasas de crecimiento más altas (21 y 15% respectivamente).

Finalmente, se ha elaborado una variable que busca medir de manera aproximada el stock de capital de los departamentos. Para ello, se ha utilizado la información recopilada por el II Censo Económico realizado en el año 1974 por el INEI a una serie de empresas comerciales e industriales sobre el valor de sus activos fijos (su costo inicial, su revalorización y su depreciación acumulada). Esta variable es una proxy del stock de capital instalado en ese año. Asimismo, se ha recopilado la información del III Censo Económico llevado a cabo entre los años 1992 a 1993 por el INEI, el cual recogió información sobre el valor de los activos fijos¹⁷ de 389,675 establecimientos informantes. El stock de capital que se obtiene con la información del período de referencia de 1992 -1993 es compatible con la información recabada para la formación de las tablas insumo-producto publicadas por el INEI en el año 2000. La información fue obtenida de la Biblioteca del BCRP y de la Biblioteca Virtual del INEI, respectivamente.

El siguiente cuadro presenta una comparación de las poblaciones de empresas investigadas en los censos económicos revisados en esta investigación. En cuanto a cobertura geográfica, el segundo y tercer censo económico toman en cuenta a los 24 departamentos y la provincia constitucional, y este último los divide en 6 estratos por la cantidad de establecimientos que un departamento registre.

Cuadro No 1
Número de Empresas Entrevistas en el II y III Censo Económico

Año	Total Establecimientos Censados	Incremento Intercensal		Incremento Anual	Tasa de Crecimiento Anual
		Absoluto	Porcentaje		
1964	109707	-	-	-	-
1974	185691	75984	69.3	7598	5.4
1994	389675	203984	109.8	10199	3.8

Fuente: INEI. Elaboración: Propia.

¹⁷Los datos recopilados son: saldos iniciales de activos fijos, bienes fabricados por cuenta propia, compra de bienes nuevos y usados, re-valoración de los activos y diferencia de cambio, ventas y/o retiros, saldos finales de activos fijos a fin de período, así como el periodo de referencia (PR).

Cabe resaltar que en las publicaciones del Censo Económico de 1974 no se encuentra el valor de los activos en el rubro de kioskos y puestos. Por ello, se realizó una imputación de dichos datos basándonos en un documento del Gobierno Regional de Ucayali¹⁸. Se tomó el monto medio del rango que se presentaba para el valor de un kiosko. Así, un kiosko promedio valía S/. 6,792.28 en el año 2005. Este monto se multiplica por los establecimientos censados en cada departamento. El valor resultante se convierte a dólares corrientes del año 2005 y luego se expresa este valor a dólares del año 1973, utilizando el índice de precios al consumidor de los Estados Unidos publicado por el Bureau of Labor Statistics¹⁹. Luego, se utiliza el tipo de cambio vigente a fines de 1973 (38.7 soles por dólar) para obtener el valor imputado de los kioskos en soles de 1973. En el caso de los puestos, el valor promedio fue de US\$ 5,150 en el año 2005²⁰. El procedimiento de imputación para este caso es el mismo que el anteriormente expuesto.

Una vez completa la base de datos, la variable “valor de los activos fijos” se presenta en tres unidades monetarias. La primera de ellas es la que aparece en las publicaciones originales, la cual viene a ser miles de moneda corriente. En el caso del censo de 1974, el valor de los activos se mide en miles de soles de oro de 1973, mientras que en el año 1994, el valor de los activos se mide en miles de nuevos soles de los periodos de referencia correspondientes (1992-1993).

El valor de los activos en ambas fechas es expresado en miles de soles de 1994, con el objetivo de hacer compatible esta información con la del PBI departamental. Para ello, se convierte el valor de los activos a dólares utilizando el tipo de cambio del período de referencia de cada censo, el cual se puede encontrar en las series históricas que el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) publica en su portal de Internet, o en el Anuario Estadística del Sector Externo del mismo BCRP. Para la información del censo de 1974 se utiliza el tipo de cambio de 38.7 soles de oro por dólar, mientras que para la información del censo de 1993 se utiliza el tipo de cambio del final del periodo de referencia (PR) (1.64 nuevos soles por dólar para el PR de 1992 y 2.16 nuevos soles por dólar para el PR de 1993). De esta manera, se obtiene el valor de los activos expresados en dólares corrientes.

Luego, utilizando estadísticas del Bureau of Labor Statistics de los Estados Unidos²¹, se puede corregir los dólares corrientes por la inflación. El Inflation Calculator permite comparar el poder de compra de un dólar del periodo X con dólares del periodo Y. Así, para el cálculo se tiene que un dólar en el año

¹⁸Gobierno Regional de Ucayali, “Adquisición de Materiales para la construcción de un kiosco-Goreu”.

¹⁹1 dólar en el año 1973 equivale a 4.4 dólares del año 2005.

²⁰Este valor es el promedio de US\$ 300 y 10,000, cifras que han sido obtenidas mediante consulta telefónica a diversas inmobiliarias de Lima Metropolitana. Estos valores resultan conservador debido a que pueden haber puestos de venta localizados en zonas comerciales como el Jockey Plaza Shopping Center, Centro Comercial Gamarra, etc. donde el valor de los puestos de venta puede superar los valores utilizados para la imputación. El supuesto que se realiza para la imputación es que el valor promedio de un puesto de venta es equivalente al valor medio del valor mínimo y máximo reportado.

²¹Esta fuente se puede consultar en <http://data.bls.gov/cgi-bin/cpicalc.pl>

1973 vale 3.34 dólares en el año 1994, un dólar en el año 1992 vale 1.06 dólares en 1994 y un dólar en 1993 vale 1.03 dólares en 1994. Los montos obtenidos hasta el momento se multiplican por dichas cantidades y se obtienen los datos en dólares constantes de 1994. Utilizando el tipo de cambio peruano promedio de 1994, se obtiene la información en soles constantes del mismo periodo.

Los resultados de este procedimiento se muestran en el Cuadro No 2. El stock de capital nacional privado censado se habría incrementado en siete veces. Departamentos como Junín, Cuzco y Lambayeque serían los que habrían logrado por lo menos triplicar su stock de capital de los años 70. Lima ha logrado multiplicar su stock de capital 11 veces desde el segundo censo económico. Por otro lado, el departamento de Huancavelica habría perdido mucho stock de capital privado durante el período intercensal, lo cual se explicaría por los años de violencia provocados por el terrorismo de la década de 1980.

Es importante mencionar las limitaciones y debilidades que pueden presentar los censos económicos. En primer lugar, no existe uniformidad de actividades económicas entre los tres censos existentes. En el censo de 1974 se investigan las actividades de manufactura, minería e hidrocarburos, pesquería, comercio, construcción, electricidad y servicios. El tercer censo cuenta con las actividades de pesca, minas y canteras, industrias manufactureras, suministro de energía, gas y agua, construcción, comercio, restaurantes y hoteles, transporte, almacenamiento y comunicación, intermediación financiera, actividades inmobiliarias, enseñanza privada, servicios sociales y de salud, otras actividades y servicios comunitarios. Para la realización del censo de 1974 se utilizó la información del código de clasificación CIIU Rev.2, mientras que para la realización del censo de 1994 se utilizó el CIIU Rev. 3.

Por otro lado, el censo económico no levanta información sobre el stock y el valor de infraestructuras como los caminos y aquellas utilizadas en la generación, transmisión y distribución de energía eléctrica. Respecto a las empresas del sector hidrocarburos y las empresas del sector minero, los censos posiblemente han levantado información sólo de una parte de los activos de las empresas en estos sectores debido a que posiblemente los marcos muestrales de empresas empleados para la realización de los censos no cubrieron a las instalaciones que se hayan localizadas en zonas rurales o zonas de frontera. Además, no se incluye alguna información de establecimientos de carácter ambulatorio que provean de servicios al transporte urbano, actividad agrícola, establecimientos públicos educativos o de salud y otros organismos dependientes del gobierno central.

Asimismo, los marcos muestrales de empresas que se utilizaron para llevar a cabo los censos económicos probablemente no estaban actualizados a la fecha de realización de estos estudios estadísticos dado que a partir del año 1992 la SUNAT empezó a registrar a las distintas empresas en el territorio peruano en el Registro Único de Contribuyentes (RUC) con propósitos tributarios. Antes de esta medida, no existía un registro consolidado de empresas y establecimientos que permitiera elaborar un marco muestral apropiado para llevar a cabo un censo económico. Ello pudo provocar que en el censo no se levantara información de ciertas empresas, lo cual provocaría que la variable “valor de los activos fijos” por departamentos que se registra se encuentre subestimada. Esta es una de las

razones que impide estimar apropiadamente la variable stock de capital regional.

Cuadro No 2
Estimación del Valor de los Activos Fijos a Nivel Departamental
(Miles de Nuevos Soles de 1994)

Departamentos	1973	1993
Amazonas	17,184	13,344
Ancash	613,007	972,224
Apurímac	6,586	9,296
Arequipa	280,390	1,717,192
Ayacucho	26,012	11,730
Cajamarca	46,019	103,507
Cusco	70,855	848,070
Huancavelica	57,244	4,154
Huánuco	182,045	56,623
Ica	788,698	684,446
Junín	255,520	697,386
La Libertad	294,859	1,876,956
Lambayeque	85,161	603,473
Lima-Callao	3,631,686	42,116,396
Loreto	86,993	472,782
Madre de Dios	2,301	15,717
Moquegua	153,283	1,310,981
Pasco	119,577	90,803
Piura	526,988	1,382,731
Puno	48,101	79,695
San Martín	24,446	31,676
Tacna	342,398	611,198
Tumbes	11,778	87,512
Valor de Activos Censados	7,671,132	53,797,893

Fuente: II y III Censo Económico, INEI. Elaboración: Propia.

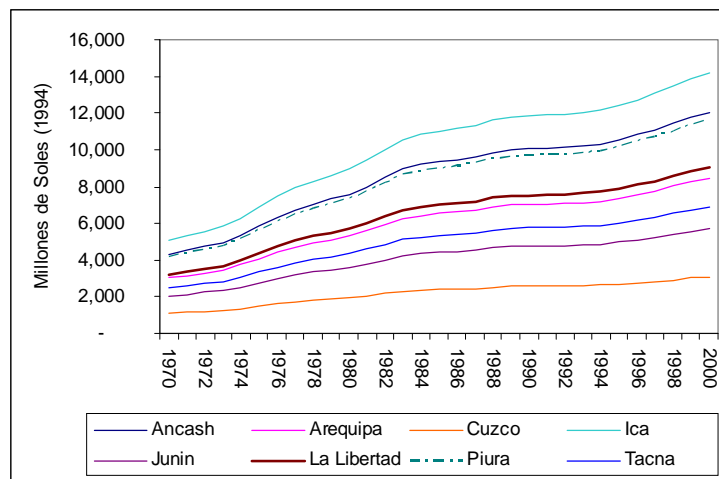
Otro problema que contribuye a la subestimación del stock de capital regional es la tasa de no respuesta del censo: algunas empresas a las que se les entrevistó pudieron haberse negado a brindar la información o simplemente el encuestador no encontró a un informante calificado para diligenciar el cuestionario del censo.

De la misma manera, otro factor que limita una apropiada medición del stock de capital regional es la informalidad presente en la economía peruana, la cual es estimada en un 57% del PBI de acuerdo al estudio de Loayza (1997). Los censos económicos sólo recogen información sobre el valor de los activos fijos de las empresas formales, lo cual implica que el censo sólo recoja efectivamente el stock de capital privado de una parte de las empresas dentro del territorio nacional.

Por todo lo dicho, el utilizar los datos exactos de la variable “valor de los activos fijos” como proxy del stock de capital departamental puede generar problemas en la estimación del modelo de crecimiento endógeno, en tanto puede subestimar dicha información. En el presente estudio, por tanto, se ha decidido utilizar en lugar del dato absoluto el porcentaje de participación que cada departamento muestra en el stock de capital nacional. Si bien no se puede decir que los datos sean del todo confiables, es probable que esta información en promedio refleje la composición, distribución y concentración del capital en el espacio geográfico nacional debido a la cobertura de los censos.

Para poder encontrar el dato que se necesita para la estimación del modelo se utilizará las variables de stock de capital nacional estimada por Seminario y Beltran (1998), a la cual se le aplicará el porcentaje promedio de participación en el valor de los activos fijos recogidos por los censos. De esta manera, la información regional recogida en el presente estudio se hace consistente con la información agregada disponible, con el propósito de lograr una mejor aproximación del capital privado regional. El Gráfico 6 presenta la evolución de la variable “stock de capital”, estimada con la metodología descrita anteriormente, para algunos departamentos representativos

Gráfico No 6
Evolución del Stock de Capital en algunos departamentos



Fuente: INEI, Seminario y Beltran (1998). Elaboración: Propia.

6. Resultados

6.1. Relación entre el Crecimiento Regional y la Infraestructura Vial

Una vez elaborada y depurada la base de datos, se procedió a estimar la ecuación (14) mediante el método GMM en dos etapas propuesto por Arellano y Bond (1991). Los resultados de esta estimación pueden apreciarse en el Cuadro No 3. Para estimar el modelo se utilizaron como variables instrumentales internas los rezagos de la variable dependiente y las primeras diferencias rezagadas de las variables explicativas: la superficie agrícola, la PEA educada, el capital regional, la potencia eléctrica instalada, el número de líneas en servicio, y el indicador de infraestructura vial (la densidad vial) expresados en logaritmos. Asimismo, se utilizaron como variables instrumentales externas el logaritmo del ratio PEA educada / población, el logaritmo del ratio del consumo y la potencia eléctrica, así como el logaritmo de la población²².

Cuadro No 3
Resultados de la estimación del modelo de Panel Dinámico

Variables	Parámetros	t-est	[95% Intervalo Confianza]	
?log(pbi) _{t-1}	-0.064	-5.530 ***	-0.086	-0.041
potencia eléctrica	0.100	3.760 ***	0.047	0.153
telecom	0.043	2.500 ***	0.009	0.077
caminos	0.008	0.240	-0.060	0.077
superficie agrícola	-0.092	-3.060 ***	-0.152	-0.032
PEA educada	-0.284	-4.290 ***	-0.415	-0.152
capital regional	0.440	1.760 *	-0.057	0.937
dummy	0.404	13.440 ***	0.344	0.464
constante	-0.081	-4.170 ***	-0.120	-0.043
Observaciones		92		
F-estadístico		196.72 ***		
Estadístico de Sargan		13.28	p-value = 0.35	
Prueba de Autocorrelación (orden 1)		-0.41	p-value = 0.68	
Prueba de Autocorrelación (orden 2)		-0.76	p-value = 0.45	

Estimación vía el método GMM propuesto por Arellano y Bond (1991).

Las unidades de observaciones son los departamentos mientras que las unidades de tiempo son años.

t-estadísticos entre paréntesis. *** significativa al 1%, ** significativa al 5%, * significativa al 10%.

Elaboración: Propia.

²²El número de rezagos de las variables instrumentales utilizado fue cinco.

De acuerdo al estadístico de Sargan, los instrumentos utilizados para controlar el problema de la correlación entre el rezago de la variable dependiente y el término de error serían apropiados dado que se acepta la hipótesis nula de no sobre-identificación ($\chi^2(12) = 13.28$, p-value = 0.35). El resultado de la prueba también señala que no existe evidencia de una correlación significativa entre los instrumentos y el término de error en la segunda etapa de estimación²³. Por otro lado, las pruebas de autocorrelación de primer y segundo orden permiten aceptar la hipótesis nula de que los errores del modelo no presentan correlación serial alguna. Con ambos resultados, es posible afirmar que los instrumentos utilizados para estimar el modelo se haya adecuadamente especificados y que se ha logrado controlar el efecto del error de medición de la variable “PBI regional”.

El rezago de la tasa de crecimiento regional resulta significativo, lo cual implica que el “efecto persistencia” en el proceso de crecimiento regional es relevante aunque pequeño (ϕ es estimado en -0.064). El signo negativo del parámetro de ajuste implica que existe una correlación negativa entre los cambios en la producción regional en el tiempo. Este resultado no necesariamente es inconsistente con la hipótesis de la persistencia en el consumo ni la hipótesis del ingreso permanente puesto que, de acuerdo a Hayashi (1985), es posible reconciliar el resultado empírico con las hipótesis anteriores cuando se considera la presencia de errores de medición en la variable gasto (aproximada en este documento mediante la producción regional), la presencia de shocks en las preferencias (que provocan que los agentes cometan errores de predicción), y el hecho que una buena parte del gasto se haga en bienes durables ocasiona este resultado²⁴. Dado que estos factores son considerados en el modelo y en la variable PBI regional, este resultado no invalida los supuestos utilizados en la elaboración del modelo de crecimiento endógeno.

El parámetro ϕ también se puede interpretar como un coeficiente de ajuste el cual garantiza que la tasa de crecimiento regional sea estacionaria y converja a un valor de largo plazo siempre que el coeficiente sea negativo y menor que uno. Debido a la pequeña magnitud del parámetro estimado y al signo negativo que presenta, el proceso de ajuste de la tasa de crecimiento regional en el caso peruano es lento. Un desequilibrio en la tasa de crecimiento regional tardaría en recuperarse, *ceteris paribus*, varios lustros.

Respecto al efecto de los indicadores de infraestructura productiva sobre el crecimiento económico regional, se puede observar que tanto la infraestructura eléctrica como la de telecomunicaciones tienen un efecto positivo y significativo sobre el crecimiento durante el período de análisis, aunque se observa que la magnitud del efecto de la infraestructura telefónica es menor que el efecto de la infraestructura eléctrica.

²³El rechazo de la hipótesis nula de la prueba de Sargan indicaría que uno o más instrumentos están correlacionados con el error de predicción de los agentes (lo que implicaría una violación de la hipótesis de expectativas racionales) o con el error de medición del PBI regional.

²⁴Interpretando a Dynan (2000), la durabilidad de los bienes producidos en cada región puede contrarrestar el efecto de la formación de hábitos en el consumo de los agentes en las regiones dado que el mayor período de vida de los bienes durables consumidos respecto a los bienes “perecibles” hace que el consumo de durables en “t-1” influya positivamente en el consumo futuro en “t”. Ello hace que el signo del rezago de la tasa de crecimiento sea negativo.

En cambio, el efecto de las carreteras sobre el crecimiento regional resulta no significativo, aunque con el signo esperado. Una explicación para este resultado sería el hecho que la red vial existente no alcanzaría el grado de calidad o la extensión suficiente como para impulsar el crecimiento en las regiones. Otra explicación estaría asociada a la distribución de la infraestructura vial en el espacio geográfico. La desigual distribución de este tipo de infraestructura en los espacios regionales podría provocar que su efecto neto sobre el crecimiento regional sea nulo²⁵. Otro efecto que puede estar siendo recogido por el modelo es la casi nula expansión y el deterioro de la infraestructura vial durante la década de 1980 y comienzos de los 90's.

Dado que de modo intuitivo parece claro que una red de carreteras más desarrollada favorece la eficiencia en la distribución de los recursos y la movilidad del capital humano, es posible extraer una primera recomendación de política: estudiar con más detenimiento los datos disponibles sobre la extensión y el grado de conservación de las autopistas, autovías y carreteras, como primer paso para planificar y ejecutar proyectos de mejora de la red vial destinados a mejorar las condiciones para un mayor crecimiento regional.

En relación a los efectos de los factores productivos como el capital físico, el capital humano y la superficie agrícola, se observa que variable que mide el stock de capital regional posee el signo esperado y significativa (al 92 % de confianza), mientras que la superficie agrícola y el capital humano presentan signos negativos, lo cual a priori son resultados que no son consistentes con la teoría. Sin embargo, estos hallazgos pueden explicarse por la existencia de una marcada desigualdad en la dotación de este tipo de activos a nivel regional y a la calidad de estos activos.

En el caso del capital humano, si bien es cierto que el enfoque de Lucas (1988) predice que el efecto de esta variable sobre crecimiento es positivo para el caso de economías desarrolladas, el modelo que utiliza para deducir este resultado incorpora supuestos en los que se pasa por alto la distribución del capital humano entre las personas y las localidades geográficas, y se considera que la acumulación de dicho capital depende de factores exógenos. Por estas razones, bajo situaciones de baja dotación de capital humano o distribución desigual del ingreso es posible que el signo de esta variable sea negativo como señala Gaviría (2005)²⁶.

²⁵Mayores evidencias sobre el particular serán proporcionadas en la siguiente sección. Debe destacarse que Vásquez (2003) encontró que pueden existir interacciones o efectos complementarios entre ciertas variables como la infraestructura vial y de telecomunicaciones, así como la superficie agrícola y los caminos. Por ejemplo, los caminos tendrían un impacto importante para rentabilizar las actividades económicas en las regiones si es que interactúan conjuntamente con las telecomunicaciones. Además, el incremento de los caminos en las regiones permitiría dinamizar la actividad agropecuaria a través del mayor acceso que brindan a los productores para integrarse a los mercados de consumo masivo de alimentos localizados en zonas urbanas. El resultado de este proceso llevaría a generar mayor crecimiento económico en los departamentos. Evidencia adicionales de este efecto puede encontrarse en los estudios de Escobal y Ponce (2002), Escobal (2003), así como Escobal y Vásquez (2003).

²⁶Gaviría señala que "En ese sentido se puede esperar que una mayor igualdad en la distribución del ingreso contribuya a favorecer la acumulación de capital humano (es decir, los niveles de nutrición, salubridad y educación de la población) y, en consecuencia, la dinámica

Ello evidencia que la desigual distribución del capital humano en las regiones (que principalmente se concentra en Lima donde se localiza la mayor cantidad de PEA educada y centro de educación secundaria y superior) puede provocar efectos negativos sobre el crecimiento²⁷.

Una interpretación similar a la anteriormente mencionada explicaría el efecto de la superficie agrícola sobre el crecimiento regional, aunque el nivel de desigualdad es menor en este caso²⁸. Ello podría explicar la menor magnitud del efecto de la variable tierra sobre el crecimiento regional en relación a la variable PEA educada.

A pesar de estos resultados, debe señalarse que las limitaciones de calidad en la base de datos podrían estar afectando el efecto del capital humano sobre el crecimiento regional. Si se hubiera medido el capital humano mediante otras variables proxies como, por ejemplo, el gasto en educación por departamentos entre los años 1970 y 2000, podrían haberse obtenido otros resultados. Lamentablemente, este tipo de información no se encuentra disponible en las estadísticas oficiales.

Finalmente, se incorporó al modelo de una variable ficticia (dummy) para controlar por el cambio de régimen público en la década de los 90, cuyo efecto resulta significativo. Una vez analizados los efectos de los indicadores de infraestructura y los factores productivos sobre el crecimiento regional, se realizará una exploración de su efecto sobre la desigualdad regional en el Perú.

6.2. Infraestructura y Desigualdad Regional

Luego de la estimación del modelo de crecimiento endógeno, se procedió a descomponer el índice de concentración de Gini del logaritmo del PBI regional, a partir de la estimación de un modelo de regresión tipo panel. Los resultados de este procedimiento son presentados en la Cuadro No 4 .

Puede notarse que las variables que habrían tenido una menor contribución al incremento de la desigualdad regional son el indicador de infraestructura eléctrica (logaritmo de la potencia eléctrica instalada) y el indicador de capital humano (población económicamente activa con educación secundaria o superior). Ambas variables explican en promedio el 4 % y el 3 % del valor del logaritmo del índice de Gini dentro del período de análisis.

del crecimiento económico [...] la mayor desigualdad es una condición social que obstaculiza el crecimiento económico, al ser un factor que restringe la acumulación de capital tanto humano como físico, esto último al alterar en forma negativa el orden sociopolítico, y genera estructuras de consumo desfavorables para la adopción de tecnologías con rendimientos de escala en el sector industrial" (p.117).

²⁷El valor promedio del índice de GINI de la variable PEA educada para el período 1970 – 2000 asciende a 0.65, lo cual señala una marcada desigualdad en la distribución de la PEA educada a nivel departamental.

²⁸El valor promedio del índice de GINI de la variable tierra para el período 1970 – 2000 asciende a 0.35.

Cuadro No 4
Contribución de los indicadores de infraestructura a la desigualdad regional en el PBI

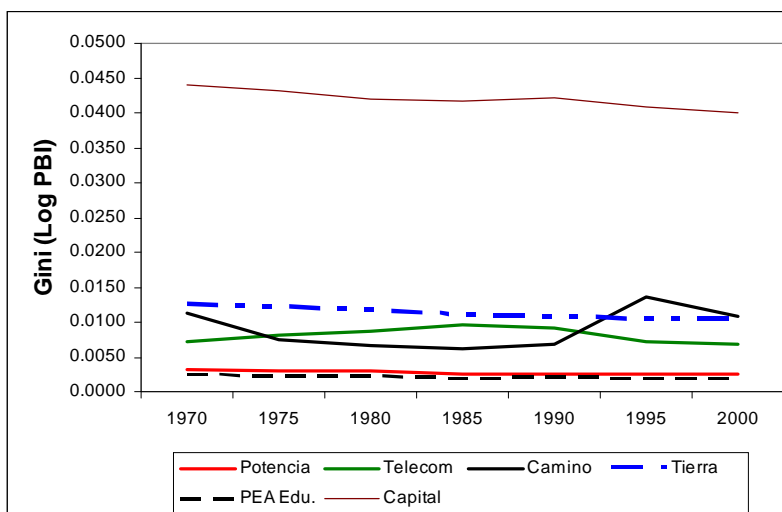
Descomposición del coeficiente de GINI del logaritmo del PBI regional								
Año	Gini (LPBI)	Potencia	Telecom	Camino	Tierra	PEA Edu.	Capital	Residuo
1970	0.0851	0.0031	0.0073	0.0113	0.0125	0.002463	0.0440	0.004
1975	0.0832	0.0030	0.0082	0.0075	0.0121	0.002412	0.0431	0.007
1980	0.0759	0.0029	0.0087	0.0065	0.0118	0.002426	0.0418	0.002
1985	0.0739	0.0025	0.0095	0.0062	0.0110	0.002008	0.0417	0.001
1990	0.0736	0.0025	0.0092	0.0068	0.0107	0.002026	0.0421	0.000
1995	0.0730	0.0025	0.0072	0.0136	0.0104	0.001962	0.0408	-0.003
2000	0.0717	0.0025	0.0067	0.0109	0.0105	0.001990	0.0399	-0.001
Promedio	0.0766	0.0027	0.0081	0.0090	0.0113	0.0022	0.0419	0.0014
Escenario Pesimista	100%	15%	23%	19%	23%	14%	72%	-66%
Contribución Porcentual Promedio	100%	4%	11%	12%	15%	3%	55%	2%
Escenario Optimista	100%	-8%	-2%	5%	6%	-9%	38%	70%

Los escenarios han sido construidos en base a los intervalos de confianza al 95 % de los parámetros estimados en la regresión auxiliar (ver Anexo No 2).
 Elaboración: Propia.

De otro lado, se observa que el stock de capital regional es el factor que habría contribuido en mayor medida a la desigualdad regional en los últimos treinta años. En promedio, esta variable explica el 63.1 % del índice de Gini entre el año 1970 y el año 2000. Le siguen en orden de importancia el capital agrícola (superficie agrícola) con un 14.8 %, el indicador de telecomunicaciones con 12.8 % y el indicador de caminos con 8.2 %. En el Gráfico No 7 se presenta la evolución de la descomposición del indicador de desigualdad regional en las contribuciones de las variables de capital e infraestructura.

De acuerdo a la inspección del gráfico, se puede apreciar que la desigual dotación del stock de capital regional es la principal causa que explicaría la marcada desigualdad económica entre las regiones durante todos los quinquenios analizados. La información proveniente de los censos económicos elaborados por el INEI en 1973 y 1993 valida esta hipótesis puesto que Lima y los departamentos costeros acumularon aproximadamente el 85.71 % de los activos fijos censados a diciembre de 1973 (de este porcentaje Lima posee 47.34 % de los activos censados). En el año 1993 esta cifra se incrementa al 93 % (donde Lima pasa a concentrar el 78.29 % de los activos censados), lo cual señala el marcado crecimiento de la desigualdad en la concentración de los activos fijos sólo en los departamentos costeros del Perú. En este sentido, una medida de política pública para reducir la desigualdad regional sería la desconcentración del stock de capital de zonas como Lima y los departamentos costeros, los cuales concentran la mayor cantidad del capital regional.

Gráfico No 7
Relación entre los indicadores de infraestructura y el coeficiente de GINI del logaritmo del PBI regional



Elaboración: Propia.

Por otro lado, se observa que el impacto que tiene la infraestructura eléctrica sobre la desigualdad regional sería mucho menor respecto al efecto que tiene la infraestructura vial y de telecomunicaciones. Puede notarse que hubo un fuerte incremento en el efecto adverso de la infraestructura de telecomunicaciones sobre la desigualdad durante la década de 1980 lo cual es consistente con los hechos estilizados mencionados por Vásquez (2003). Sin embargo, la expansión de la cobertura de los servicios telefónicos y la entrada de nuevos operadores luego de las reformas estructurales en el sector de telecomunicaciones peruano a mediados de la década de 1990 parecen haber contribuido a reducir el impacto adverso de la dotación regional desigual de la infraestructura telefónica sobre el producto departamental.

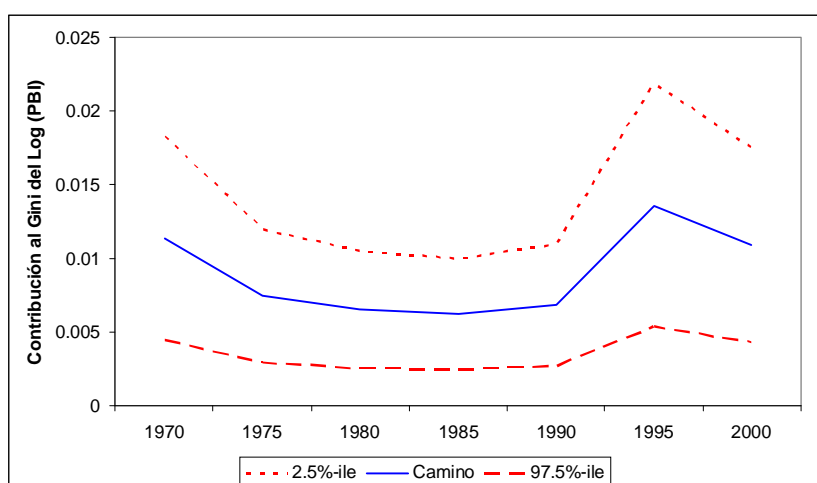
Respecto a la variable PEA educada se puede observar que su contribución a la reducir de la desigualdad en el escenario base es baja durante el período de análisis. Sin embargo, si se considera un escenario optimista la desigualdad podría haber contribuido a la reducción del índice de Gini en 9%. En el caso de un escenario pesimista, la PEA educada hubiera aumentado en promedio el índice en 14%.

En el caso de la superficie agrícola, se observa que su contribución probable sobre la desigualdad puede variar en el intervalo de de 6% y 23%. A lo largo del período de análisis se observa que su contribución al índice de Gini casi se ha mantenido constante, registrando una reducción marginal en la década de 1990.

La desigual distribución de este tipo de activos podría estar generando problemas para alcanzar una mayor equidad regional y podría estar afectado el pro-

ceso de crecimiento regional, tal como se ha mencionado en la sección anterior. Con relación al efecto de la infraestructura vial sobre la desigualdad, el Gráfico No 8 muestra el efecto de este tipo de infraestructura sobre el indicador de desigualdad regional y sus respectivos intervalos de confianza²⁹. En el caso de la infraestructura vial, se observa que su contribución a la desigualdad regional es diferenciada en cada década.

Gráfico No 8
Efecto de la Infraestructura Vial sobre la Desigualdad Regional



Elaboración: Propia.

De acuerdo al gráfico anterior, el valor del efecto de la infraestructura vial puede variar en promedio entre 2% y 14.3% de contribución al índice de Gini, siendo 8.2% la contribución promedio para el período 1970 – 2000. En otras palabras, se puede decir que la infraestructura vial explica sólo el 8.2% del índice de desigualdad regional en un escenario base, mientras que explicaría el 2% y el 14.3% en un escenario optimista y pesimista.

Entre 1970 y 1980, en promedio la infraestructura vial habría contribuido a reducir la desigualdad regional debido a que habría permitido articular los mercados regionales y dinamizar el comercio entre departamentos (principalmente entre la Sierra y la Costa) en una época donde el comercio exterior estaba restringido por las medidas proteccionistas adoptadas por el gobierno militar. La habilitación de nuevas vías de penetración y la rehabilitación de las

²⁹ Los intervalos de confianza del efecto de la infraestructura vial sobre la desigualdad regional han sido construidos a partir de los intervalos de confianza de los parámetros del modelo de regresión con afectos aleatorios presentado en el Anexo No 3. El intervalo superior e inferior corresponden el valor máximo y mínimo que podría alcanzar el efecto marginal de la infraestructura vial sobre el PBI regional.

carreteras existentes en aquella época habría contribuido a mejorar las condiciones de transporte de mercancías y servicios entre las regiones, facilitando la integración de los mercados regionales a espacios de comercio más dinámicos como las capitales de departamento y Lima. Todo lo mencionado anteriormente habría facilitado el incremento del ingreso regional en aquella época.

El efecto positivo de la infraestructura vial en la reducción de la desigualdad regional habría sido afectado de manera significativa entre 1980 y 1990 debido al deterioro de las vías de comunicaciones longitudinales y de penetración a lo largo del país. Como se ha mencionado anteriormente, esta situación se produjo por la falta de inversiones en rehabilitación y mantenimiento de las carreteras y caminos, así como por la no construcción de nuevas vías de comunicación debido a las restricciones fiscales ocasionadas por la crisis de la deuda y la superinflación de la época, los atentados terroristas y la falta de promoción de la inversión privada o mixta en el sector transportes.

De acuerdo al Gráfico No 8, el déficit de infraestructura vial incluso habría ocasionado que se incrementará la desigualdad regional a comienzos de la década de 1990. Durante esa década, el Estado promovió una serie de medidas destinadas a promover la participación privada y mixta en el sector transportes para rehabilitar las carreteras y caminos deteriorados, y para construir nuevas vías de comunicación. El Estado, utilizando créditos obtenidos de organismos multilaterales, financió la rehabilitación de varias carreteras como la Panamericana y la carretera central. Asimismo, promovió un programa de rehabilitación de caminos rurales con el objeto de mejorar las condiciones de acceso al mercado de las poblaciones rurales (véase Escobal y Ponce; 2002). Adicionalmente, se diseñó y comenzó a implementar un esquema de concesiones viales por medio del cual se convocó la participación de inversionistas privados en el sector transportes. Este contexto explicaría por qué la infraestructura habría contribuido a reducir la desigualdad regional durante la última parte de la década de 1990.

La evidencia que se expone en esta sección sugiere la idea que la desigual dotación de capital físico y de infraestructura en las regiones del Perú puede contribuir a que ellas tengan patrones disímiles de crecimiento. Se ha identificado a la infraestructura vial y de telecomunicaciones como un elemento importante para explicar la desigualdad que se produce en los departamentos del Perú. En contraste, la infraestructura eléctrica es un factor que contribuiría a la reducción de la desigualdad regional, lo cual podría explicarse porque es necesario contar con fuentes continuas de abastecimiento de energía para el desarrollo de las actividades económicas. En ese sentido, el abastecimiento energético oportuno resultaría importante para dar base al crecimiento regional en el Perú.

Por otro lado, la evidencia hallada con la aplicación de esta metodología sugiere la idea que es necesaria una mejor distribución de la infraestructura vial en el espacio regional con el objeto de generar mayores economías de aglomeración en las regiones del país. Este elemento es fundamental para la formación de polos de desarrollo y atracción de la inversión en zonas con escasa formación bruta de capital y poca actividad económica (véase Fujita y Krugman, 1999). Debe señalarse, para finalizar, que resulta necesario extender este tipo de análisis más allá de la fase exploratoria con el propósito de discernir las relaciones

de causalidad que explican la relación entre la infraestructura y la desigualdad regional. Este campo de análisis constituye todavía una zona inexplorada para los investigadores por lo cual queda pendiente en la agenda de investigación.

7. Conclusiones

El análisis de la desigualdad regional (medida como la disparidad en el PBI departamental), ha otorgado mayores luces respecto a la relación existente entre crecimiento e infraestructura vial estudiada mediante el análisis de series de tiempo y el análisis insumo - producto. Para ello, fue necesario, partiendo de la teoría del crecimiento endógeno, formular un modelo que permite representar la relación entre el crecimiento regional y la infraestructura vial bajo el marco del análisis de datos de panel. Asimismo, el método econométrico de estimación propuesto para este modelo supera el problema de la endogenidad (la determinación simultánea de las variables de infraestructura y la tasa de crecimiento) mediante la elección de variables instrumentales, y controla por los efectos específicos de las regiones. Asimismo, permite controlar el problema del error de medición del PBI departamental reconocido en este documento.

Los resultados de la estimación de este modelo señalan que los indicadores de infraestructura eléctrica y de telecomunicaciones tienen un efecto directo y significativo sobre la tasa de crecimiento regional en el Perú. En el caso de la infraestructura vial, el efecto de esta variable es no significativo, aunque presente el signo esperado.

Una explicación para este resultado sería el hecho que la red vial existente no alcanzaría el grado de calidad o la extensión suficiente para impulsar por sí sola el crecimiento de las regiones. Otro argumento está relacionado a la distribución de la infraestructura vial en el espacio geográfico. La desigual distribución de este tipo de infraestructura en los espacios regionales podría provocar que su efecto neto sobre el crecimiento regional sea nulo. Adicionalmente, otro efecto que podría estar siendo recogido por el modelo es la casi nula expansión y el deterioro de la infraestructura vial durante la década de 1980 y comienzos de los 90's.

Debido a la especificación del modelo y a la delimitación planteada para llevar a cabo esta investigación, este documento no analiza el efecto que puede tener la complementariedad entre los distintos tipos de infraestructura sobre el crecimiento regional. Es posible que la infraestructura vial pueda generar efectos directos sobre el crecimiento a través de su efecto complementario sobre otros tipos de infraestructura.

En esta línea de trabajo destaca el trabajo de Vásquez (2003), el cual sostiene que la infraestructura vial tendría un impacto indirecto sobre el crecimiento regional cuando es proveída en conjunto con otros tipos de infraestructura. Además, el autor señala que existe evidencia de la complementariedad de la infraestructura vial con el activo tierra, lo cual sería consistente con el argumento que la actividad agropecuaria se dinamiza cuando existen caminos a los cuales pueden acceder los productores agropecuarios para transportar sus pro-

ductos a zonas urbanas de mayor demanda. En opinión del autor, la integración al mercado de estos productores a través de la red vial generaría oportunidades de comercio y mayor actividad económica en las regiones, lo cual tendría un impacto significativo sobre el crecimiento regional. Se considera pertinente que futuras investigaciones sobre la materia continúen evaluando el efecto de la complementariedad de los diversos tipos de infraestructura sobre el crecimiento regional, el cual es un campo poco explorado en la literatura especializada.

El estudio de los datos departamentales en el Perú permite el uso de metodologías de tipo exploratorio para descomponer los efectos que tienen los diversos tipos de infraestructura sobre la desigualdad regional. A partir de su aplicación, se ha identificado que la variable más importante que explicaría la desigualdad regional es el stock privado de capital físico. Los censos económicos de 1974 y 1994 señalan que la mayor concentración de activos fijos estaría en Lima y en los departamentos costeros, los cuales concentran más del 80% de este tipo de capital. La inequidad en la distribución del capital en los departamentos del Perú generaría las condiciones para la marcada desigualdad de sus regiones.

Otro hallazgo interesante es que la desigual dotación de la infraestructura en el espacio regional tendría efectos adversos sobre el grado de equidad de la producción regional. En particular, se ha identificado que la infraestructura vial y la de telecomunicaciones generarían mayores condiciones de desigualdad en las regiones. En contraste, la infraestructura eléctrica sería un factor que contribuiría en menor medida a la desigualdad regional.

A partir de los resultados obtenidos, es posible concluir entonces que la infraestructura de servicios públicos constituye uno de los activos más importantes para estimular el desarrollo de las actividades privadas, promover la inversión y generar fuentes para el crecimiento económico en el Perú. No obstante, debe destacarse que una inadecuada y desigual dotación de los activos públicos como la infraestructura vial en el espacio regional puede ocasionar que las disparidades en el crecimiento de los departamentos se acentúen, provocando divergencias serias en los patrones de desarrollo en las regiones del país.

Los resultados obtenidos hasta el momento son de alta relevancia para la implementación de futuras políticas públicas. Sin embargo, este análisis se encuentra aun en una etapa preliminar, puesto que la descomposición del indicador de desigualdad empleada en el análisis empírico se basa en una expresión obtenida a partir de un modelo de forma reducida. En una futura etapa de esta investigación se buscará realizar la descomposición en base al resultado obtenido en la ecuación (21) de la sección 4. Una pregunta interesante que queda por responder a partir de dicha expresión es si la desigualdad es persistente y cuál es el grado de la misma.

Referencias

- [1] Arellano, M. y S. Bond (1991). "Some test of specification for Panel Data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations". *The Review of Economic Studies*. 58: 277-297.

- [2] Aschauer, D.(1997). Output and Employment Effects of Public Capital. Working Paper No 190. New York: The Jerome Levy Economics Institute of Bard College.
- [3] Baltagi, B. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester: John Wiley.
- [4] Barro, R. (1990) "A Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". *Journal of Political Economy*. 98: 103-125.
- [5] Bengoa, M. y B. Sánchez-Robles (2001). *Crecimiento Económico y Desigualdad en los Países Latinoamericanos*. La Nueva Agenda de America Latina. No 790 (Febrero – Marzo).
- [6] Dynan, K. "Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data". *American Economic Review*. 90: 391-406.
- [7] Escobal, J. y C. Ponce (2002). *The Benefits of Rural Roads. Enhancing Income Opportunities for the Rural Poor*. Documento de Trabajo No 40. Lima: GRADE.
- [8] Fujita, M. y P. Krugman (1999). *The spatial economy cities, regions, and international trade*. Cambridge: The MIT Press.
- [9] Gonzáles de Olarte, E. (2000). *Neocentralismo y Neoliberalismo en el Perú*. Lima: Instituto de Estudios Peruanos.
- [10] Gonzáles de Olarte, E. (1988). *Economías regionales del Perú*. 3ra. Edición. Serie Análisis Económico N° 6. Lima: Instituto de Estudios Peruanos.
- [11] Jalan, J. y M. Ravallion (2002). "Geographic Poverty Traps? A Micro Model of Consumption Growth in Rural China". *Journal of Applied Econometrics*. 17: 329-346.
- [12] Pritchett, L. (1996). *Mind Your P's and Q's, The Cost of Public Investment is Not the Value of Public Capital*. Policy Research Working Paper No 1660. Washington: World Bank.
- [13] Romer, P. (1986). "Increasing returns and long-run growth". *Journal of Political Economy*. 94: 1002 - 1037.
- [14] Sánchez - Robles, B. (1998). "Infrastructure Investment and Growth: Some Empirical Evidence". *Contemporary Economic Policy*. 26: 98-108.
- [15] Seminario, B. y A. Beltrán (1998). *Crecimiento Económico en el Perú, 1896 – 1995*. Nuevas Evidencias Estadísticas. Documento de Trabajo No 32. Lima: CIUP.
- [16] Vásquez, A. (2003). *Una disertación sobre los vínculos entre el crecimiento económico y la infraestructura de servicios públicos en el Perú*. Tesis de Licenciatura. Pontificia Universidad Católica del Perú.

- [17] Wagstaff, A.; Van Doorslaer, E. y N. Watanabe (2001). On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam. Working Paper No 2714. Washington: World Bank.

Anexo 1
Descomposición del coeficiente Gini en base al modelo de crecimiento endógeno.

El coeficiente Gini viene dado por la siguiente expresión:

$$Gini_{y_t} = \left(\frac{2}{n\bar{Y}_t} \sum_{j=1}^n y_{jt} R_{jt} \right) - 1$$

Sin embargo, también tenemos que el modelo de regresión viene dado por:

$$\Delta y_{jt} = \alpha + \phi \Delta y_{jt-1} + \sum_{k=1}^K \beta_k h_{jtk} + v_j + \varepsilon_{jt}$$

Diferenciando el Gini un periodo, y empleando la definición del coeficiente, se tiene que:

$$Gini_{y_t} - Gini_{y_{t-1}} = \left(\frac{2}{n\bar{Y}_t} \sum_{j=1}^n y_{jt} R_{jt} \right) - \left(\frac{2}{n\bar{Y}_{t-1}} \sum_{j=1}^n y_{jt-1} R_{jt-1} \right)$$

$$Gini_{y_t} - Gini_{y_{t-1}} = \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \left(\frac{1}{\bar{Y}_t} y_{jt} R_{jt} - \frac{1}{\bar{Y}_{t-1}} y_{jt-1} R_{jt-1} \right)$$

Si asumimos que la clasificación de las regiones es persistente en el tiempo $R_{jt} = R_{jt-1} = R_j$, se tiene que:

$$Gini_{y_t} - Gini_{y_{t-1}} = \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \left(\frac{1}{\bar{Y}_t} y_{jt} R_j - \frac{1}{\bar{Y}_{t-1}} y_{jt-1} R_j \right)$$

$$Gini_{y_t} - Gini_{y_{t-1}} = \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \left(\left(\frac{1}{\bar{Y}_t} y_{jt} - \frac{1}{\bar{Y}_{t-1}} y_{jt-1} \right) R_j \right)$$

$$Gini_{y_t} - Gini_{y_{t-1}} = \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \left(\frac{1}{\bar{Y}_t \bar{Y}_{t-1}} (\bar{Y}_{t-1} y_{jt} - \bar{Y}_t y_{jt-1}) R_j \right)$$

$$Gini_{y_t} - Gini_{y_{t-1}} = \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \Delta y_{jt} R_j - \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \left(\frac{\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_{t-1}} y_{jt-1} R_j \right)$$

$$Gini_{y_t} - Gini_{y_{t-1}} = \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \Delta y_{jt} R_j - 2 \frac{\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_t} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_{t-1}} y_{jt-1} R_j$$

Luego de un poco de álgebra:

$$\begin{aligned}
Gini_{y_t} - Gini_{y_{t-1}} &= \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \Delta y_{jt} R_j - 2 \frac{\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_t} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_{t-1}} y_{jt-1} R_j \\
Gini_{y_t} - Gini_{y_{t-1}} &= \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \Delta y_{jt} R_j - \frac{\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_t} \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_{t-1}} y_{jt-1} R_j \\
Gini_{y_t} - Gini_{y_{t-1}} &= \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \Delta y_{jt} R_j - \frac{\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_t} \left(\frac{2}{n \bar{Y}_{t-1}} \sum_{j=1}^n y_{jt-1} R_j \right) \\
Gini_{y_t} - Gini_{y_{t-1}} &= \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \Delta y_{jt} R_j - \left(\frac{\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_t} \right) Gini_{y_{t-1}} \\
Gini_{y_t} &= \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \Delta y_{jt} R_j - \left(\frac{\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_t} \right) Gini_{y_{t-1}} + Gini_{y_{t-1}} \\
Gini_{y_t} &= \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \Delta y_{jt} R_j + \left(1 - \frac{\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_t} \right) Gini_{y_{t-1}} \\
Gini_{y_t} &= \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \Delta y_{jt} R_j + \left(\frac{\bar{Y}_t}{\bar{Y}_t} - \frac{\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_t} \right) Gini_{y_{t-1}} \\
Gini_{y_t} &= \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \Delta y_{jt} R_j + \left(\frac{\bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_t} \right) Gini_{y_{t-1}}
\end{aligned}$$

Que puede expresarse como:

$$Gini_{y_t} = \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} \Delta y_{jt} R_j + \left(\frac{1}{1 + g_Y} \right) Gini_{y_{t-1}}$$

Esta expresion para el coeficiente Gini de un año dado muestra los dos principales factores que estarían explicando el nivel de desigualdad en un año dado. El primero de ellos es la variación de la producción interna, que se ve afectada por la inversión en infraestructura; el segundo de ellos es el coeficiente rezagado, que podría interpretarse como un factor de persistencia en la desigualdad. Notese que el coeficiente que acompaña a la desigualdad rezagada depende de la tasa de crecimiento del nivel de producción entre los dos años del análisis. Mas específicamente, si la tasa de crecimiento de la producción agregada es muy grande, el factor de persistencia en la desigualdad disminuirá, mientras que si el crecimiento tiende a cero o es negativo, la persistencia será mayor³⁰.

A partir de esta ecuación, se procede a realizar la descomposición del coefi-

³⁰Por definición, este coeficiente se encuentra acotado. De la definición del Gini, se tiene

ciente en base a las variables del modelo estimado:

$$\begin{aligned}
Gini_{y_t} &= \frac{2}{n\bar{Y}_t} \left(\sum_{k=1}^K \beta_k \sum_{j=1}^n \Delta h_{jtk} R_j + \sum_{j=1}^n \omega_{jt} R_j \right) + \left(\frac{1}{1+g_Y} \right) Gini_{y_{t-1}} \\
&= \frac{2}{n\bar{Y}_t} \left(\sum_{k=1}^K \beta_k \sum_{j=1}^n \Delta h_{jtk} R_j + \frac{n}{2} G_{\omega_t} \right) + \left(\frac{1}{1+g_Y} \right) Gini_{y_{t-1}} \\
&= \frac{2}{n\bar{Y}_t} \left(\sum_{k=1}^K \beta_k \left(\sum_{j=1}^n h_{jtk} R_j - \sum_{j=1}^n h_{jt-1k} R_j \right) + \frac{n}{2} G_{\omega_t} \right) + \left(\frac{1}{1+g_Y} \right) Gini_{y_{t-1}} \\
&= \frac{2}{n\bar{Y}_t} \left(\sum_{k=1}^K \beta_k \sum_{j=1}^n h_{jtk} R_j - \sum_{k=1}^K \beta_k \sum_{j=1}^n h_{jt-1k} R_j + \frac{n}{2} G_{\omega_t} \right) + \left(\frac{1}{1+g_Y} \right) Gini_{y_{t-1}} \\
Gini_{y_t} &= \frac{2}{n\bar{Y}_t} \left(\sum_{k=1}^K \beta_k \bar{h}_{tk} \left(\frac{Gini_{h_{tk}} + 1}{2} \right) n - \sum_{k=1}^K \beta_k \bar{h}_{t-1,k} \left(\frac{Gini_{h_{t-1,k}} + 1}{2} \right) n + \frac{n}{2} G_{\omega_t} \right) \\
&\quad + \left(\frac{1}{1+g_Y} \right) Gini_{y_{t-1}} \\
Gini_{y_t} &= \sum_{k=1}^K \left(\frac{\beta_k \bar{h}_{tk}}{\bar{Y}_t} \right) (Gini_{h_{tk}} + 1) - \sum_{k=1}^K \left(\frac{\beta_k \bar{h}_{t-1,k}}{\bar{Y}_t} \right) (Gini_{h_{t-1,k}} + 1) + \frac{G_{\omega_t}}{\bar{Y}_t} + \left(\frac{1}{1+g_Y} \right) Gini_{y_{t-1}}
\end{aligned}$$

que:

$$\begin{aligned}
0 &< \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} y_{jt} R_j - \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} y_{jt-1} R_j + \left(\frac{\bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_t} \right) \frac{2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_{t-1}} y_{jt-1} R_j < 1 \\
0 &< \frac{2}{n} \left[\sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} y_{jt} R_j - \sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} y_{jt-1} R_j + \frac{1}{\bar{Y}_t} \sum_{j=1}^n y_{jt-1} R_j \right] < 1 \\
0 &< \frac{2}{n} \left[\sum_{j=1}^n \frac{1}{\bar{Y}_t} y_{jt} R_j \right] < 1
\end{aligned}$$

Anexo 2
Cuadro No A2.1
Modelo Auxiliar para la descomposición
de los índices de desigualdad

Variab les	Parámetros	Error Estándar	95% Intervalo de Confianza	
log(potencia)	0.023	0.036	[-0.048	0.093]
log(camino)	0.069	0.041	[-0.012	0.150]
log(telecom)	0.158	0.049	[0.062	0.254]
log(tierra)	0.157	0.046	[0.067	0.248]
log(pea)	0.028	0.057	[-0.085	0.140]
log(capital)	0.324	0.051	[0.223	0.424]
dummy	-0.143	0.077	[-0.294	0.007]
constante	2.349	0.385	[1.594	3.105]
<hr/>				
R ² _(total)	0.8629	Observaciones	153	
Wald χ^2	532.79 ***	Hausman χ^2	7.69	

Método de estimación: Mínimos Cuadrados Generalizados.

z-estadísticos en valor absoluto entre paréntesis. *** significativa al 1%,

** significativa al 5%, * significativa al 10%.

El contraste de Hausman válida el modelo de efectos aleatorios seleccionado.

Elaboración: Propia