



## Capítulo 9

JOSÉ CARLOS ORIHUELA / JOSÉ IGNACIO TÁVARA  
(editores)

# PENSAMIENTO ECONÓMICO Y CAMBIO SOCIAL: HOMENAJE A JAVIER IGUÍÑIZ



FONDO  
EDITORIAL

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ

*Pensamiento económico y cambio social: homenaje a Javier Iguíñiz*  
José Carlos Orihuela y José Ignacio Távara (editores)

© José Carlos Orihuela y José Ignacio Távara, 2014

© Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú, 2014  
Av. Universitaria 1801, Lima 32, Perú  
Teléfono: (51 1) 626-2650  
Fax: (51 1) 626-2913  
feditor@pucp.edu.pe  
www.fondoeditorial.pucp.edu.pe

Diseño, diagramación, corrección de estilo  
y cuidado de la edición: Fondo Editorial PUCP

Primera edición: diciembre de 2014  
Tiraje: 500 ejemplares

Prohibida la reproducción de este libro por cualquier medio,  
total o parcialmente, sin permiso expreso de los editores.

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú N° 2014-18227  
ISBN: 978-612-317-063-9  
Registro del Proyecto Editorial: 31501361401133

Impreso en Tarea Asociación Gráfica Educativa  
Pasaje María Auxiliadora 156, Lima 5, Perú

## HETEROGENEIDAD ESPACIAL Y DINÁMICAS DE POBREZA<sup>1</sup>

*Javier Escobal y Carmen Ponce*

### INTRODUCCIÓN

El período que transcurre entre los últimos dos censos poblacionales (1993 y 2007) en el Perú puede ser caracterizado como un período de crecimiento económico. En este período, la economía peruana creció a una tasa anual de 5%. Sin embargo, esta tendencia positiva no fue homogénea dentro del país. Las áreas urbanas experimentaron un ritmo de crecimiento mayor que las áreas rurales y, dentro de estas últimas, hay evidencia de crecientes brechas a favor de la región costera, en comparación con la sierra y la región amazónica (Vakis y otros, 2008).

El interés por entender la dinámica de la pobreza y el bienestar en el país ha estado presente tanto en la academia como en el espacio de políticas públicas. Javier Iguíñiz es uno de los investigadores peruanos que mayor interés y reflexión le ha dedicado al tema en las últimas décadas y que más ha entrelazado el espacio académico con el de discusión de políticas. Sus aportes han cubierto el espectro de la investigación económica sobre el bienestar, desde las aristas más conceptuales (la multidimensionalidad del desarrollo humano, la reflexión

---

<sup>1</sup> Una versión anterior y más extensa de este estudio fue publicada en inglés en Escobal y Ponce (2011). Las instituciones que permitieron financiar los insumos en los que se basa esta investigación son IDRC-RIMISP y el Banco Mundial.

y difusión en torno a los aportes de Amartya Sen, entre otros [Iguíñiz, 2003]) hasta las más pragmáticas centradas en la discusión de políticas de desarrollo nacional descentralizado. Es el caso de la propuesta de «aplanar los andes y enderezar los ríos», que resaltó la importancia de incrementar el valor unitario de la producción antes de comercializarla desde áreas aisladas y de geografía adversa de la sierra y la selva (Iguíñiz, 1998), o las discusiones sobre descentralización e integración en el contexto de apertura económica (2000)<sup>2</sup>, entre otros aportes. El presente estudio integra en cierta medida estas dimensiones de geografía, aislamiento, bienestar y pobreza, desde una mirada de análisis estadístico y, en ese sentido, contribuye a este debate poniendo la lupa sobre los insumos utilizados para el análisis sobre desarrollo nacional sin perder de vista lo local.

Si bien la información estadística sobre niveles de vida y pobreza en el país ha mejorado sustancialmente en la última década, en términos de confiabilidad y accesibilidad, la investigación sobre la dinámica de la pobreza para periodos mayores a una década enfrenta un conjunto de limitaciones. Por un lado, a lo largo de las últimas décadas, se han producido cambios metodológicos en el cálculo de la pobreza que afectan seriamente la comparabilidad de las estimaciones a lo largo del tiempo (Herrera, 2002)<sup>3</sup>. Por otro, los indicadores de pobreza resultantes están disponibles únicamente a altos niveles de agregación (a nivel departamental en la última década y, aunque no estrictamente comparables, a nivel de dominios geográficos mayores para las últimas tres décadas), por lo que no pueden ser usados para estudiar patrones espaciales a nivel local. Este tipo de información es fundamental cuando se piensa en el debate de la política pública.

---

<sup>2</sup> «la apertura económica reciente [...] y la mejora de las vías internas y externas de comunicación y diversos costos de transacción, acelerará la concentración geográfica de actividades agrícolas e industriales [...]» (Iguíñiz, 2000, p. 21).

<sup>3</sup> Los recientes cambios metodológicos (INEI, 2013) apenas han podido asegurar una serie consistente para el periodo que se inicia en el 2004.

Este estudio pone de relieve la centralidad de la dimensión espacial en el análisis estadístico del bienestar, análisis en el que se busca sustentar la toma de decisiones en algunos espacios de política pública. Cabe decir que las pretensiones del estudio no abarcan la definición y validación de un marco conceptual; se centran mas bien en objetivos mas modestos: presentar evidencia que permita avivar el debate sobre la heterogeneidad espacial y sus implicancias en la dinámica de la pobreza, y delinear pistas metodológicas para este tipo de análisis.

El estudio es parte de un conjunto de investigaciones desarrolladas por los autores que se enfocó en estimar y analizar la dinámica de la pobreza en el Perú en las últimas tres décadas a niveles de agregación menores a los usualmente disponibles. Este artículo aprovecha las estimaciones de gasto *per cápita* y de pobreza construidas de manera consistente a nivel subnacional para los años 1993 y 2005 (Escobal & Ponce, 2008).

El estudio muestra claramente no solo que la pobreza y los cambios en las tasas de pobreza están espacialmente correlacionados, sino que es insuficiente tomar en cuenta los niveles y cambios en las características de los hogares y su acceso a bienes y servicios públicos para dar cuenta de estas diferencias espaciales. Adicionalmente, el estudio muestra que introducir variables geográficas relacionadas con el clima (precipitación, temperatura y sus variabilidades), las características del suelo (tipo y calidad), la altitud y el potencial bioclimático, tampoco permite explicar completamente las diferencias espaciales observadas. Luego de modelar de distintas maneras las dinámicas espaciales de pobreza, el estudio sugiere que para entender las diferencias observadas es necesario considerar que la rentabilidad de los distintos activos que poseen los hogares también varía entre unidades espaciales. Asimismo, el estudio sugiere la hipótesis de que las diferencias institucionales entre los territorios tienen un rol significativo para explicar la heterogeneidad espacial en las dinámicas de pobreza observadas. Con ello, insiste en la necesidad de encontrar formas de incorporar la dimensión institucional en el análisis de la dinámica de la pobreza.

El documento se estructura en dos secciones además de esta introducción. La siguiente sección constituye el núcleo del documento e inicia con la discusión de las principales características asociadas a distintas trayectorias de pobreza. Así, las dos primeras subsecciones exploran a nivel descriptivo el rol potencial de los principales activos públicos y privados en el logro de trayectorias positivas de pobreza, sin tomar en cuenta potenciales problemas de autocorrelación espacial o heterogeneidad de parámetros. Las últimas tres subsecciones, a su vez, discuten los problemas de identificación asociados con la dimensión espacial de la estimación dinámica de la pobreza. Por último, a modo de comentarios finales, la tercera sección reflexiona sobre la importancia de incorporar esta dimensión espacial en las estimaciones de la dinámica de la pobreza.

### **DINÁMICA DE LA POBREZA EN EL PERÚ A PARTIR DE UNA ESTIMACIÓN PARA ÁREAS PEQUEÑAS**

Con el fin de estimar tasas de pobreza a niveles desagregación espacial mayores a los disponibles en las encuestas de hogares, se usó un conjunto de estimaciones de gasto *per cápita* hechas a partir de la información de los censos peruanos de población y vivienda de 1993 y 2005 y de las Encuestas de Hogares disponibles para años cercanos a estos censos<sup>4</sup>. La metodología utilizada para hacer estas estimaciones sigue cercanamente la propuesta por Elbers y otros (2003). Con el fin de hacer comparables las estimaciones de pobreza de ambos años, se efectuaron ajustes a la definición de la línea de pobreza y de los rubros de gasto de los censos y las encuestas. Un mayor detalle de la metodología

---

<sup>4</sup> La estimación de las dinámicas provinciales de pobreza para el periodo 1993-2007 se puede encontrar en Escobal y Ponce (2013). En dicho documento sin embargo no se estiman los modelos que se presentan aquí y que caracterizan las dinámicas espaciales identificadas.

utilizada y los resultados obtenidos a nivel provincial se puede encontrar en el trabajo publicado por Escobal y Ponce (2008).

Los resultados de estas estimaciones indican que a pesar de que el crecimiento se ha extendido en todo el país durante el período de 1993 y 2005, las áreas con bajo o nulo crecimiento tienden a estar espacialmente concentradas a lo largo de la sierra del Perú. De manera similar los resultados que se presentan en Escobal y Ponce (2008) hacen evidente el patrón espacial de las tasas de pobreza en ambos años y los cambios en las tasas de pobreza entre 1993 y 2005. En 1993 y 2005, se pueden observar bajas tasas de pobreza a lo largo de las áreas costeras peruanas y altas tasas en la sierra y selva. Cuando uno mira los cambios en la tasa de pobreza, las mayores reducciones en pobreza están especialmente concentradas a lo largo de la costa, en unos pocos valles de la sierra (partes del Valle del Mantaro en la sierra central y La Convención en la sierra sur) y en la selva alta (Bagua, Jaen y Utcumbamba, las cuales son zonas productoras de café). Las áreas donde la pobreza se ha incrementado están bastante concentradas en la sierra norte (alrededor de la Región Huánuco) y en la sierra sur, especialmente en Puno.

### **Características principales de los distritos que muestran cambios significativos en la pobreza**

Con el fin de explorar algunos patrones característicos de las zonas con distintas trayectorias, se dividió a los 1880 distritos del Perú en tres grupos. El primer grupo comprende 796 distritos y representa a aquellos distritos donde la pobreza se habría reducido (usando un intervalo de confianza del 95%). El segundo grupo incluye 680 distritos en los cuales la pobreza se incrementó significativamente<sup>5</sup> entre los años 1993 y 2005. Finalmente, tenemos 352 distritos donde la pobreza no cambió de manera estadísticamente significativa entre los dos años bajo análisis.

---

<sup>5</sup> A lo largo del texto se usa el término «significativamente» en su sentido estadístico.

El cuadro 1 muestra las diferencias entre las principales características de aquellos distritos que presentan incrementos de pobreza significativos y las de aquellos con reducciones de pobreza significativas, incluyendo un *test* de significancia de la diferencia de medias de las características de los hogares entre ambas agrupaciones de distritos. Las características principales de los distritos han sido agrupadas en cuatro áreas: a) capital humano y demografía; b) actividades económicas; c) acceso a infraestructura; y, d) características relacionadas con la ubicación y la geografía.

Cuando observamos el porcentaje de población rural en 1993 en el cuadro 1 encontramos que, en ambos grupos de distritos, aquellos que muestran un incremento de la pobreza tienen mayor probabilidad de ser rurales. Asimismo, cuando observamos los aspectos demográficos resulta evidente que los distritos cuya tasa de pobreza se ha incrementado registran una presencia de población indígena (medida por lengua materna del jefe de hogar) casi tres veces mayor a la que se registra en aquellos distritos cuya tasa de pobreza se ha reducido<sup>6</sup>. Las diferencias educativas, como es de esperar, son también evidentes cuando comparamos ambos grupos de distritos, mostrando el grupo con trayectoria exitosa un mayor porcentaje de jefes de hogar con educación superior en relación con el grupo que experimentó incrementos significativos de pobreza.

Es importante señalar que el tipo de actividad económica en el cual los hogares están involucrados es diferente entre ambos grupos de distritos. Esto es especialmente evidente en los distritos rurales, donde aquellos distritos que se diversificaron fuera de la agricultura muestran reducciones de pobreza.

---

<sup>6</sup> También se ha hecho este ejercicio dividiendo la muestra entre aquellos distritos que son urbanos (50% o más de la población vive en áreas urbanas) o rurales (50% o más de la población vive en áreas rurales). Los resultados están disponibles a pedido.

El acceso a infraestructura es un factor clave que diferencia a aquellos distritos que se desempeñaron mejor en el período 1993-2005 en relación con aquellos que incrementaron sus tasas de pobreza. Para el agregado nacional y para los segmentos urbanos y rurales de la muestra está claro que aquellos distritos que tenían mayor cobertura de electricidad, agua potable y alcantarillado en 1993 tienen mayor probabilidad de mostrar una reducción en sus tasas de pobreza. Sin embargo, es necesario señalar que este patrón se revierte cuando uno observa los cambios en cobertura de servicios entre los años 1993 y 2005 (un aproximado de la inversión en servicios de infraestructura). Los distritos que tienen altos cambios en el acceso a agua potable y electricidad muestran incrementos en la pobreza. Este patrón puede estar capturando procesos migratorios en la medida que las áreas con mayor dotación de activos estén incrementando sus tasas de pobreza a partir de la incorporación de hogares migrantes pobres que llegan en busca de mejores oportunidades y condiciones de vida.

La ubicación y las características geográficas también son bastante diferentes entre aquellos distritos cuya pobreza se redujo entre 1993 y 2005 y aquellos que enfrentaron un incremento de la pobreza. Además de las variables de ubicación ya mencionadas (los distritos de costa o selva son más propensos a mostrar una reducción de pobreza que los distritos de la sierra), es importante señalar que distritos que tienen un terreno con menor pendiente tienden a desempeñarse mejor. Esto es así incluso si el potencial bioclimático o el nivel de precipitación son menores. Dentro de las áreas rurales, sin embargo, las mejores condiciones climáticas afectan las posibilidades de ser un distrito que experimentó reducciones de pobreza.

**Cuadro 1. Principales características de los distritos con cambios significativos en las tasas de pobreza (1993-2005)**

Características	Distritos con incremento en la pobreza	Distritos con reducción en la pobreza
	n = 680	n=796
<b>Capital humano y aspectos geográficos</b>		
Edad promedio del jefe de familia	44,5	44,5
Porcentaje de jefes de familia mujeres	24,4%	21,7% ***
Jefe de familia tiene como lengua nativa el español	57,6%	85,3% ***
Porcentaje de jefes de familia con educación primaria incompleta alcanzada o menos	12,2%	8,6% ***
Porcentaje de jefes de familia con educación superior completada alcanzada	1,9%	3,3% ***
Tasas de deserción escolar primaria (niños entre 5 y 12 años de edad)	26,1%	21,0% ***
Cambio en la edad promedio del jefe de familia (1993-2005)	2,7	3,2 ***
Cambio en el porcentaje de jefes de familia mujeres (1993-2005)	-3,7%	-0,9% ***
Cambio en el porcentaje de jefes de familia con educación superior completada alcanzada (1993-2005)	11,6%	20,1% ***
Cambios en las tasas de deserción escolar primaria (niños entre 5 y 12 años de edad) (1993-2005)	-24,9%	-20,2% ***
<b>Actividades económicas</b>		
Porcentaje de jefes de familia que trabajan para Industrias Extractivas (1993)	54,4%	40,2% ***
Porcentaje de jefes de familia que trabajan para el Sector de Manufacturas (1993)	8,1%	10,1% ***
Porcentaje de jefes de familia que trabajan para el Sector de Servicios (1993)	29,0%	42,2% ***
<b>Infraestructura</b>		
Índice de fragmentación de las parcelas agrícolas (cuanto más, peor) (1994)	0,91	0,83 ***
Índice de Activos de tierra (en precios promedio) (1994)	20 816	33 153 **
Índice de <i>stock</i> de animales (en precios promedio) (1994)	6022	4292 ***

Características	Distritos con incremento en la pobreza	Distritos con reducción en la pobreza
	n = 680	n=796
Porcentaje de hogares con agua potable dentro de la casa (1993)	26,4%	50,4% ***
Porcentaje de hogares con servicio de alcantarillado dentro de la casa (1993)	20,0%	41,5% ***
Porcentaje de hogares con electricidad dentro de la casa (1993)	36,7%	61,1% ***
Porcentaje de suscriptores de línea telefónica (1993)	2,6%	10,9% ***
Cambio en el acceso a agua potable (1993-2005)	21,2%	15,1% ***
Cambio en el acceso a alcantarillado (1993-2005)	8,6%	11,8% ***
Cambio en el acceso a electricidad (1993-2005)	18,4%	13,3% ***
<b>Ubicación y características geográficas</b>		
Distancia a la localidad más cercana con más de 100 000 habitantes (horas)	8,01	4,96 ***
Altitud	2708	525 ***
Porcentaje de población que vive en la región costa	4,8%	48,0% ***
Porcentaje de población que vive en la región sierra	86,5%	11,2% ***
Porcentaje de población que vive en la región selva	8,7%	21,2% ***
Porcentaje de población que vive en Lima Metropolitana	0,0%	19,7% ***
Pendiente promedio	44,8	31,1 ***
Puntuación potencial del bioclima (cuanto más, mejor)	67,1	36,9 ***
Puntuación potencial del terreno (cuanto más, mejor)	56,6	47,7 ***
Temperatura promedio	17,8	18,3 ***
Precipitación promedio	71,8	41,4 ***
Temperatura - coeficiente de variación	12,4%	10,1% ***
Precipitación - coeficiente de variación	107,5%	205,4% ***
Porcentaje de población rural en el distrito	71,7%	45,0% ***
Cambio en el porcentaje de población rural	-14,1%	-14,4% ***

Observación: ponderado por población. Hay 352 distritos que no presentan cambios significativos en la situación de pobreza.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Fuente: INEI (1993, 2005). Elaboración propia.

¿Qué ha cambiado en el país para explicar tal cambio en la pobreza? Una explicación completa va más allá del alcance de este documento pero es claro que la migración, en un contexto de disparidades de crecimiento, debe estar en el núcleo de cualquier explicación<sup>7</sup>. Los patrones espaciales del crecimiento poblacional son muy claros: en la mayor parte de la sierra, el crecimiento poblacional ha sido negativo. Aquellas áreas donde la población ha crecido menos o ha disminuido, son áreas donde la pobreza se ha incrementado. Este patrón es consistente con el hecho de que los hogares más jóvenes, más educados y relativamente más ricos tienen mayores posibilidades de migrar, dejando atrás a los hogares jefaturados por adultos mayores y con menor dotación de activos.

Por otro lado, como ha mostrado el Banco Mundial (2005), la pobreza rural ha sido más sensible al crecimiento económico (1993-1997 y 2001-en adelante) en la costa que en la sierra. Además, en períodos de estancamiento (1997-2001), la pobreza en regiones rurales y en la selva ha aumentado más, especialmente entre aquellos que están más conectados al mercado de productos, el resto ha sido capaz de amortiguarlo a través de un incremento en el autoconsumo.

### Perfiles de pobreza

¿Cuán robustas son estas regularidades? Los cuadros 2 y 3 presentan estimaciones de los perfiles de pobreza para 1993 y 2005, diferenciando entre áreas urbanas y rurales. Aquí se presentan tanto las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) como las estimaciones ponderadas por el inverso del error estándar de la interpolación (Doudiche y otros, 2008). Dicho ajuste permite incorporar en los errores estándar la incertidumbre que se tiene sobre las estimaciones de pobreza a niveles mayores de desagregación.

---

<sup>7</sup> No existen estadísticas sobre migración para efectos de este documento, dado que las el censo del año 2005 no incluyó preguntas sobre movimientos migratorios de los hogares o personas censadas. Cabe notar, sin embargo, que algunas de estas preguntas sí están disponibles para el Censo de 2007. Al respecto ver Ponce (2011).

**Cuadro 2. Perfil de pobreza 1993**  
(regresión global con interacciones rural/urbana)

	No ponderado		Ponderado por variabilidad	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
<b>Activos privados</b>				
Edad promedio del jefe de familia	0,0100 *** 0,00	0,00534 *** -0,001	0,0109 *** -0,0035	0,00477 *** -0,001
Promedio del tamaño del hogar	0,0869 *** -0,02	0,00629 -0,0056	0,0642 *** -0,019	0,00785 -0,0056
Porcentaje de jefes de familia mujeres	0,25 -0,21	0,124 ** -0,057	0,18 -0,2	0,176 *** -0,054
Jefe de familia tiene como lengua nativa el español	-0,121 ** -0,049	-0,0436 *** -0,01	-0,112 ** -0,057	-0,0297 *** -0,01
Tasas de deserción escolar primaria (niños entre 5 y 12 años de edad)	0,414 * -0,23	0,0971 ** -0,039	0,0972 -0,26	0,111 *** -0,039
Porcentaje de jefes de familia con educación primaria incompleta alcanzada o menos	0,294 ** -0,14	-0,0900 ** -0,036	0,317 ** -0,14	-0,0994 *** -0,034
Porcentaje de jefes de familia con educación superior completada alcanzada	0,0767 -0,24	-0,443 *** -0,14	0,0422 -0,2	-0,296 ** -0,13
<b>Actividades económicas</b>				
Porcentaje de jefes de familia que trabajan para industrias extractivas	-0,126 -0,14	-0,0182 -0,032	-0,224 * -0,13	0,00207 -0,031
Porcentaje de jefes de familia que trabajan para el sector de manufacturas	-0,411 ** -0,18	-0,0645 -0,085	-0,452 *** -0,16	-0,0142 -0,084
Porcentaje de jefes de familia que trabajan para el sector de servicios	0,0217 -0,14	-0,0334 -0,041	-0,0799 -0,13	-0,0348 -0,038

(Continúa el perfil de pobreza, 1993)

	No ponderado		Ponderado por variabilidad	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
<b>Activos</b>				
Índice de fragmentación de las parcelas agrícolas	0,03 -0,031	-0,110 *** -0,013	0,0545 * -0,028	-0,0894 *** -0,013
Número total de unidades de producción agraria	0,0000263 -0,0013	-0,00174 *** -0,00062	0,000643 -0,0012	-0,00101 -0,0008
Índice de <i>stock</i> de animales (en precios promedio)	0,000647 ** -0,00032	0,00193 *** -0,0002	0,000542 -0,00048	0,00172 *** -0,00031
<b>Infraestructura</b>				
Porcentaje de hogares con agua potable dentro de la casa	0,0176 -0,064	0,263 *** -0,022	0,102 -0,074	0,258 *** -0,021
Porcentaje de hogares con electricidad dentro de la casa	-0,0959 * -0,052	-0,162 *** -0,017	-0,142 ** -0,056	-0,168 *** -0,017
Porcentaje de hogares con servicio de alcantarillado dentro de la casa	-0,239 *** -0,067	-0,330 *** -0,04	-0,231 *** -0,077	-0,316 *** -0,038
Porcentaje de hogares con servicio telefónico residencial	-0,364 *** -0,14	-0,849 *** -0,26	-0,358 *** -0,12	-1,251 *** -0,23
<b>Clima, geografía y ubicación</b>				
Puntuación potencial del bioclima (cuanto más, mejor)	0,00118 ** -0,00054	-0,000369 ** -0,00016	0,00170 *** -0,00064	-0,000305 * -0,00017
Puntuación potencial del terreno (cuanto más, mejor)	-0,000369 -0,00072	-0,000243 -0,00027	-0,000569 -0,00095	0,0000592 -0,00028
Precipitación - coeficiente de variación	0,0165 * -0,0087	0,0221 *** -0,0081	0,0250 * -0,013	0,0325 *** -0,0084
Temperatura - coeficiente de variación	0,564 ** -0,26	0,354 *** -0,1	0,562 * -0,33	0,269 ** -0,11
Precipitación promedio	-0,831 -0,95	-2,183 *** -0,31	-0,327 -1,25	-2,189 *** -0,34
Temperatura promedio	-0,0115 -0,0093	-0,0140 ** -0,007	-0,0136 -0,012	-0,00634 -0,0067
Precipitación al cuadrado	0,902 -3,49	6,396 *** -1	-1,078 -5,5	5,838 *** -1,06
Temperatura al cuadrado	0,000372 -0,00038	0,000641 *** -0,0002	0,000415 -0,0005	0,000359 * -0,0002

(Continúa el perfil de pobreza, 1993)

	No ponderado		Ponderado por variabilidad	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Roca ígnea	-0,000022 -0,00074	0,000807 *** -0,00026	0,000558 -0,00098	0,00019 -0,00028
Roca metamórfica	0,0716 -0,055	-0,0595 *** -0,014	0,109 * -0,064	-0,0744 *** -0,014
Agua sucia	-0,104 * -0,058	-0,0793 *** -0,017	-0,0924 -0,076	-0,0526 *** -0,019
Distancia a la localidad más cercana con más de 100 000 habitantes (horas)	0,00168 *** -0,00047	0,00199 *** -0,00021	0,00134 *** -0,00043	0,00165 *** -0,00022
Altitud	-0,0299 -0,019	0,0121 ** -0,0057	-0,0405 ** -0,019	0,0176 *** -0,0058
Distritos de la región costa	0,0314 -0,051	-0,125 *** -0,019	0,0325 -0,051	-0,179 *** -0,019
Distritos de la región selva	0,132 ** -0,06	0,243 *** -0,017	0,157 ** -0,074	0,223 *** -0,019
Distritos de Lima Metropolitana	0,0626 -0,06	-0,209 *** -0,05	0,049 -0,063	-0,201 *** -0,035
	-0,153 ** -0,061	-0,0155 -0,03	-0,149 ** -0,068	-0,0662 * -0,037
Población	-0,153 ** -0,061	-0,0155 -0,03	-0,149 ** -0,068	-0,0662 * -0,037
Rural	0,0307 -0,23		0,112 -0,22	
Urbana		0,335 *** -0,096		0,301 *** -0,092
Observaciones	1828		1828	
TEST de Chow F(34,1763)	7,09		10,42	
p-value	0,00		0,00	
R-squared	0,61		0,73	

\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1.

Fuente: INEI (1993, 2005). Elaboración propia.

**Cuadro 3. Perfil de pobreza 2005**  
(regresión global con interacciones rural/urbana)

	No ponderado		Ponderado por variabilidad	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
<b>Capital humano y aspectos demográficos</b>				
Edad promedio del jefe de familia	-0,000278 -0,0034	-0,00447 -0,0034	-0,0000978 -0,0011	-0,00147 -0,0011
Promedio del tamaño del hogar	0,0886 *** -0,023	0,0318 -0,022	0,0626 *** -0,0068	0,0600 *** -0,007
Porcentaje de jefes de familia mujeres	0,162 -0,23	0,215 -0,22	0,362 *** -0,065	0,393 *** -0,063
Jefe de familia tiene como lengua nativa el español	-0,0511 -0,063	0,044 -0,079	-0,0753 *** -0,013	-0,0682 -0,014
Tasas de deserción escolar primaria (niños entre 5 y 12 años de edad)	1,253 -1,8	1,297 -2,38	0,574 *** -0,2	0,633 *** -0,18
Porcentaje de jefes de familia con educación primaria incompleta alcanzada o menos	0,062 -0,14	0,0349 -0,16	0,161 *** -0,03	0,220 *** -0,03
Porcentaje de jefes de familia con educación superior completada alcanzada	-0,507 *** -0,097	-0,385 *** -0,076	-0,174 * -0,092	-0,299 *** -0,091
Tasa de desnutrición crónica (niños entre 6 y 12 años)	0,311 ** -0,13	0,437 *** -0,16	0,255 *** -0,03	0,201 *** -0,03
<b>Actividades económicas</b>				
Tasa de trabajos agrícolas asalariados	0,00831 -0,18	0,0806 -0,23	-0,326 *** -0,075	-0,391 *** -0,077
Tasa de trabajos no agrícolas asalariados	-0,014 -0,14	-0,0743 -0,17	0,0209 -0,056	-0,0342 -0,056
Tasa de trabajos no agrícolas no asalariados	-0,310 ** -0,14	-0,143 -0,16	-0,184 *** -0,058	-0,166 *** -0,059
<b>Activos del hogar</b>				
Índice de fragmentación de las parcelas agrícolas	-0,0277 -0,031	0,0131 -0,026	0,00434 -0,013	0,0159 -0,013
Índice de <i>stock</i> de animales (en precios promedio)	-0,00134 -0,0013	-0,00198 -0,0013	0,0000183 -0,00061	0,000327 -0,00079
Índice de activos de tierra (en precios promedio)	-0,0000322 -0,00035	-0,000261 -0,00049	0,000528 ** -0,00021	0,000498 -0,00032

	No ponderado		Ponderado por variabilidad	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
<b>Infraestructura</b>				
Porcentaje de hogares con agua potable dentro de la casa	-0,0264 -0,06	0,0612 -0,071	-0,0942 *** -0,014	-0,100 *** -0,014
Porcentaje de hogares con electricidad dentro de la casa	-0,219 ** -0,087	-0,442 *** -0,096	-0,0360 ** -0,015	-0,0340 ** -0,015
Porcentaje de hogares con servicio de alcantarillado dentro de la casa	-0,120 ** -0,056	-0,175 *** -0,067	-0,0967 *** -0,025	-0,0162 -0,023
Número de centros de salud	-0,000505 -0,00079	0,000897 -0,00067	-0,000684 -0,00081	0,000159 -0,0011
Número de centros públicos de telecomunicación	-0,0000115 -0,000075	0,0000187 -0,000052	-0,000643 *** -0,00018	-0,000505 -0,00028
Número de estudiantes por salón	-0,000932 -0,001	-0,000269 -0,00085	0,00103 * -0,00058	0,00105 * -0,00058
<b>Ubicación, características geográficas y climáticas</b>				
Puntuación potencial del bioclima (cuanto más, mejor)	-0,000658 -0,00057	-0,000964 -0,00069	0,0000533 -0,00015	0,000235 -0,00017
Puntuación potencial del terreno (cuanto más, mejor)	0,00248 *** -0,00072	0,00210 ** -0,00095	0,000242 -0,00027	-0,000107 -0,00028
Precipitación - coeficiente de variación	0,0047 -0,0085	0,0135 -0,013	-0,0143 * -0,0082	-0,00473 -0,0084
Temperatura - coeficiente de variación	0,0395 -0,29	-0,441 -0,36	-0,0244 -0,1	-0,0324 -0,11
Precipitación promedio	0,629 -1,07	1,757 -1,47	0,307 -0,33	0,416 -0,35
Temperatura promedio	-0,00592 -0,011	0,00571 -0,013	-0,00324 -0,0073	-0,00756 -0,0069
Precipitación al cuadrado	-2,478 -3,83	-5,384 -6,06	-1,636 -1,03	-2,337 ** -1,08
Temperatura al cuadrado	0,000285 -0,00044	-0,000198 -0,00058	0,000319 -0,00021	0,000440 -0,00021

(Continúa el perfil de pobreza, 2005)

	No ponderado		Ponderado por variabilidad	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Profundidad del suelo	0,000279 -0,00076	0,000799 -0,001	0,00245 *** -0,00027	0,00223 *** -0,00028
Roca ígnea	-0,147 ** -0,061	-0,132 * -0,07	-0,0141 -0,014	-0,0147 -0,014
Roca metamórfica	0,00288 -0,058	-0,0266 -0,074	-0,103 *** -0,017	-0,104 *** -0,019
Promedio de agua sucia	-0,000207 -0,00045	-0,000154 -0,0004	0,000512 ** -0,00022	0,000433 * -0,00022
Distancia a la localidad más cercana con más de 100 000 habitantes (horas)	-0,0000488 -0,00018	-0,000103 -0,00022	0,00000174 -0,000034	0,0000298 -0,000036
Distancia adicional a la localidad más cercana con más de 75 000 habitantes (horas)	0,00146 -0,0011	0,000736 -0,0014	0,00147 *** -0,00033	0,00184 *** -0,00032
Altitud	0,0426 ** -0,019	0,0457 ** -0,021	0,0422 *** -0,0057	0,0480 *** -0,0058
Distritos de la región costa	-0,0404 -0,053	-0,014 -0,055	0,0317 * -0,018	0,0283 -0,019
Distritos de la región selva	-0,0774 -0,06	-0,126 * -0,074	-0,0587 *** -0,018	-0,0455 ** -0,019
Distritos de Lima Metropolitana	0,033 -0,064	0,0567 -0,068	-0,0945 * -0,048	-0,113 *** -0,033
Población	-0,222 *** -0,05	-0,253 *** -0,057	-0,172 *** -0,018	-0,172 *** -0,019
Urbana	0,447 ** -0,2		0,783 *** -0,2	
Rural		0,204 ** -0,099		0,277 *** -0,095
Observaciones	1828		1828	
TEST de Chow F(34,1763)	2,46		2,25	
p-value	0,00		0,00	
R-squared	0,80		0,75	

\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1.

Fuente: INEI (1993, 2005). Elaboración propia.

En estos perfiles se puede observar que la tasa de pobreza en un distrito tiende a ser mayor cuanto mayor es el porcentaje de hogares encabezados por mujeres y mayor el porcentaje de hogares que hablan lenguas nativas. En el perfil del año 2005, se hace evidente la importancia de asignar pesos diferenciados a distritos que cuentan con estimaciones de distinto grado de precisión (con mayor peso para aquellos con estimaciones más confiables). De manera similar, el efecto marginal de la educación es estadísticamente significativo en ambos perfiles de pobreza.

Es importante señalar que mientras mayor sea la presencia de actividades agrícolas asalariadas y de actividades no agrícolas no asalariadas, se reducen las tasas de pobreza en el perfil de pobreza del año 2005. Este resultado es consistente con la evidencia mostrada por trabajos previos a este sobre el rol de la diversificación del ingreso en la reducción de la pobreza rural.

En cuanto al acceso a servicios públicos (acceso a electricidad, acceso a agua potable y alcantarillado), ambos perfiles muestran nuevamente una correlación positiva con menores tasas de pobreza tanto en el medio urbano y rural. El acceso a mercados, aproximado aquí por la distancia a la localidad más cercana con al menos cien mil habitantes, se muestra altamente correlacionado con la pobreza; es decir, mientras mayor es el tiempo de viaje mayor es la tasa de pobreza. Debe resaltarse aquí, nuevamente, que lo que se presenta son únicamente perfiles y, como tales, podrían estar capturando en el mejor de los casos (ausencia de problemas de endogeneidad), efectos de la forma reducida.

Finalmente, con respecto a la correlación entre pobreza y ubicación y las demás variables relacionadas con las características geográficas de los distritos, continúan siendo significativamente altas aún si se controla por el acceso a los principales activos públicos y privados. Por ejemplo, la altitud se mantiene correlacionada con altas tasas de pobreza. Análogamente, las características del suelo y la precipitación son variables que mantienen una alta correlación con los resultados sobre el bienestar.

## Correlación espacial

Una pregunta clave en el análisis estadístico es si los perfiles estimados en la sección previa son o no robustos. Si encontramos que los residuos de este tipo de estimación están espacialmente correlacionados, tendremos evidencia de problemas de especificación. El cuadro 4 presenta los estadísticos de correlación espacial de Moran para el perfil de pobreza del año 2005 (estimado en la sección previa), además del modelo del logaritmo del consumo *per cápita* estimado con el mismo conjunto de variables.

Una manera de medir cómo están espacialmente correlacionados nuestros indicadores de bienestar o el residuo de los perfiles de pobreza mostrados en la sección previa, es a través del índice de autocorrelación espacial de Moran. Este indicador compara el valor de una variable en cualquier ubicación con el valor de todas las ubicaciones vecinas:

$$I = \frac{N \sum_i \sum_j W_{i,j} (y_i - \bar{Y})(y_j - \bar{Y})}{(\sum_i \sum_j W_{i,j}) \sum_i (y_i - \bar{Y})^2} \quad (1)$$

Donde  $W_{i,j}$  representa un indicador de contigüidad entre la observación  $i$  y  $j$ . Por ejemplo, en el caso más simple de que el distrito  $j$  sea adyacente al distrito  $i$ ,  $W_{i,j}$  recibe el valor de 1, y si no lo es recibe el valor 0. Un estadístico de Moran cercano a 1 indica una mayor diferencia al promedio peruano.

Como podemos observar en el cuadro 4, el gasto *per cápita* y la pobreza muestran un patrón espacial muy fuerte y altamente significativo. Los estadísticos de Moran para estas variables son altos no solo para los períodos de 1993 y 2005, sino que también son altamente significativos cuando medimos la autocorrelación espacial de los cambios estimados para el período 1993-2005.

**Cuadro 4. Correlación espacial**  
(estadísticos de Moran para variables seleccionadas)

	1993	2005	Cambio 1993-2005
Gasto <i>per cápita</i>	0,6095	0,7338	0,4667
Pobreza	0,5327	0,7094	0,5719
Gini	0,3663	0,2167	0,4222
Educación del jefe de hogar (mayor que secundaria)	0,6585	0,6484	0,5144
Acceso a electricidad	0,5964	0,5658	0,3409
Acceso a agua potable	0,4995	0,4631	0,3385
Altitud		0,8675	

Observación: Todos los estadísticos son significativos al 1%.

Fuente: INEI (1993, 2005). Elaboración propia.

Si observamos la correlación espacial de los residuos (cuadro 5), podemos notar que, a pesar de que el índice de Moran para los residuos es más bajo que el previsto para las estimaciones de pobreza y las estimaciones del logaritmo del consumo *per cápita*, la correlación espacial continúa siendo altamente significativa. En otras palabras, aunque el control de las variables observables claves capta una parte importante de la correlación espacial existente en estas variables, el modelo sigue teniendo problemas de especificación.

Este problema de especificación puede deberse a, por lo menos, dos factores. Un primer factor es la potencial existencia de variables omitidas que varían a través de la geografía peruana. Aunque se ha hecho todo lo posible al incluir la ubicación y las variables geográficas relacionadas a la altitud del suelo, clima, podría haber factores que no incorporamos y juegan un rol importante. Una explicación alternativa es que los parámetros podrían no ser constantes a través del espacio. Si este fuera el caso, los residuos podrían estar captando tal error de especificación.

Cuadro 5. Estadísticos de Moran para estimaciones seleccionadas (2005)

	Residuos	Previstos	Error de Predicción
Pobreza 2005			
–MCO controlando por condiciones iniciales	0,3087 ***	0,7974 ***	
–MCO controlando por condiciones iniciales & cambios en variables	0,3052 ***	0,7677 ***	
–Modelo Espacial de Rezagos	0,0627 **	0,8488 ***	0,3225 ***
–Modelo de Error Espacial	-0,0309 *	0,7704 ***	0,4046 ***
Logaritmo del gasto <i>per cápita</i> 2005			
–MCO controlando por condiciones iniciales	0,3328 ***	0,7839 ***	
–MCO controlando por condiciones iniciales y cambios en variables	0,3155 ***	0,7750 ***	
–Modelo Espacial de Rezagos	0,1917 ***	0,8000 ***	0,3141 ***
–Modelo de Error Espacial	-0,0398 *	0,7755 ***	0,4247 ***

\*\*\* p < 1%, \*\* < 5%, \* p < 10%.

Fuente: INEI (1993, 2005). Elaboración propia.

Uno puede tratar de corregir este problema modelando explícitamente la correlación espacial. La literatura típicamente considera dos tipos de modelo; el modelo espacial de rezagos y el modelo de error espacial. El primero considera que la variable del lado izquierdo (en este caso la pobreza o el gasto *per cápita*) puede verse afectada por el nivel de tal variable en los distritos vecinos. Si este es el caso, es necesario agregar en el perfil la variable endógena espacialmente rezagada. Alternativamente, es útil considerar que hay variables explicativas omitidas que están espacialmente correlacionadas y, si estas variables no están correlacionadas con otras variables explicativas, es necesario

ajustar la estimación usando una técnica de estimación más eficiente que la de MCO.

El cuadro 6 muestra la correlación de los modelos bajo estos dos supuestos. Aunque la correlación espacial de la estructura del error se reduce sustancialmente, el índice de Moran sigue encontrando evidencia de correlación espacial. Esto puede ocurrir ya sea porque todavía estamos omitiendo variables espacialmente correlacionadas o porque otro supuesto (como la homogeneidad del parámetro) no es apropiado. Es importante señalar, como muestra el cuadro 6, que la correlación espacial de los residuos persiste incluso si se modelan el cambio en la pobreza y el crecimiento, en vez de la pobreza y los niveles de consumo *per cápita*.

**Cuadro 6. Autocorrelación espacial de los residuos cuando se modela el cambio en la pobreza y el crecimiento (1993-2005)**

	Crecimiento	Cambio en la pobreza
MCO	0,3020 ***	0,3354 ***
Modelo Espacial de Rezagos	0,1278 ***	0,1149 ***
Modelo de Error Espacial	-0,0320 *	-0,0329 *

\*\*\*p < 1%, \*\* < 5%, \* p < 10%.

Fuente: INEI (1993, 2005). Elaboración propia.

En la siguiente subsección se modela explícitamente la heterogeneidad del parámetro para capturar la variación espacial de los indicadores de bienestar que aquí estamos explorando. Como es bien conocido, una prueba estadística de la homogeneidad o heterogeneidad de los parámetros estimados implica el uso de uno de dos procedimientos. El primero de ellos es la prueba de cambio estructural del tipo previsto por el Test de Chow. Alternativamente, uno podría intentar detectar variaciones no sistemáticas o aleatorias en los parámetros siguiendo el procedimiento del Test de Breusch y Pagan (Dutta & Leon, 1991).

No reconocer la existencia de heterogeneidad en los parámetros puede conducir a estimadores inconsistentes o ineficientes (Chester, 1984). Como se mostró en la sección anterior, el Test de Chow para la división de la muestra entre zonas urbanas y rurales, muestra que los parámetros son significativamente diferentes en las distintas zonas. Una conclusión similar puede ser obtenida si se divide la muestra entre las regiones costa, sierra y selva. Esto es un indicador de que el gasto *per cápita*, el crecimiento, y la dinámica de la pobreza pueden estar —cada uno de ellos— correlacionados a través del espacio con las características del hogar, los bienes privados y el acceso a infraestructura pública.

### **¿Es la geografía un destino?: observando la heterogeneidad espacial en la dinámica del bienestar en el Perú**

Una forma de observar si las variables geográficas son o no relevantes, luego de controlar por características observables no geográficas, es seguir un análisis de descomposición espacial como el realizado para el Perú, usando data provincial de 1972 y 1993, por Escobal y Torero. En este ejercicio se hizo evidente que si bien la geografía está correlacionada con el crecimiento del gasto, esta correlación desaparece una vez que se controlaba por características observables no geográficas<sup>8</sup>. Al mismo tiempo, el documento reconoció que los residuos de las ecuaciones utilizadas para realizar el análisis de descomposición espacial mostraron una correlación espacial significativa, incluso después de intentar corregirlo introduciendo un ajuste de correlación de primer orden (Escobal & Torero, 2000, cuadro 9, p. 22).

---

<sup>8</sup> En este caso, el ejercicio de mapeo de la pobreza para 1972 fue realizado utilizando los parámetros de una ecuación del gasto procedente de la ENNIV 1985-1986. Debido a esto, el documento reconoce que los resultados deben tomarse con cierta cautela.

Para comparar esos resultados con los que se obtuvieron aquí, se ha reconstruido el ejercicio de descomposición observando las diferencias en el ratio del logaritmo de bienestar *per cápita* entre sierra y costa y entre selva y costa<sup>9</sup>. La descomposición fue realizada para los perfiles de 1993 y 2005 y las diferencias del ratio de logaritmo de bienestar (un aproximado del crecimiento real del gasto *per cápita*).

El cuadro 7 presenta el ejercicio de descomposición para 1993 de las diferencias estimadas del ratio del logaritmo del bienestar a nivel distrital entre sierra y costa y entre selva y costa. Como se puede observar aquí, los no observables que están correlacionados espacialmente siguen siendo un factor importante que se correlaciona con las diferencias del ratio del logaritmo del bienestar, incluso después de controlar secuencialmente por infraestructura, ambiente económico, activos privados y, finalmente, capital humano y características del hogar. Estos resultados son consistentes con los de Escobal y Torero (2000). Adicionalmente, el hecho de que la correlación espacial de los residuos siga siendo significativa en todas las especificaciones es también consistente con la evidencia de estos autores.

---

<sup>9</sup> El ratio de bienestar está construido como el logaritmo del gasto *per cápita* dividido por la línea de pobreza.

Cuadro 7. Descomposición regional del ratio del Logaritmo del Bienestar (basado en estimaciones a nivel nacional, 1993)

	Modelos				
	1	2	3	4	5
<b>Sierra-costa: ratio del Logaritmo del Bienestar</b>	-0,354	-0,354	-0,354	-0,354	-0,354
Geografía	-0,296 ***	-0,051 ***	-0,053 ***	-0,050 ***	-0,006 ***
Infraestructura		-0,252 ***	-0,235 ***	-0,239 ***	-0,178 ***
Ambiente económico			-0,014 **	-0,006 **	0,006
Activos privados				-0,015 **	-0,014 ***
Capital humano y características de los hogares					-0,117 ***
Residuos	-0,296	-0,303	-0,303	-0,309	-0,309
<b>Selva-costa: ratio del Logaritmo del Bienestar</b>	-0,333	-0,333	-0,333	-0,333	-0,333
Geografía	-0,188 ***	0,003 ***	0,010 ***	-0,004 ***	-0,061 ***
Infraestructura		-0,202 ***	-0,185 ***	-0,190 ***	-0,134 ***
Ambiente económico			-0,024 **	-0,016 **	-0,006
Activos privados				0,005 ***	0,001 ***
Capital humano y Características de los hogares					-0,001 ***
Residuos	-0,188	-0,199	-0,199	-0,205	-0,201
Número de observaciones	1793	1793	1793	1793	1793
R-cuadrado ajustado	0,210	0,450	0,450	0,470	0,510
Correlación espacial para los residuos	0,752 ***	0,616 ***	0,615 ***	0,613 ***	0,608 ***

\*\*\*p < 1%, \*\* < 5%, \* p < 10%.

Fuente: INEI (1993, 2005). Elaboración propia.

El cuadro 8 presenta el ejercicio de descomposición para el año 2005, el cual muestra un patrón similar. Finalmente, en el cuadro 9 se realiza el mismo ejercicio de descomposición para las diferencias del ratio del logaritmo de bienestar, una aproximación del crecimiento del consumo real entre 1993 y 2005. Aquí, como muestran Escobal y Torero cuando observan el crecimiento del consumo entre 1972 y 1993

a nivel provincial, el nivel de significancia de la geografía desaparece después de controlar por infraestructura. Usando esto como evidencia, Escobal y Torero afirman que «[...] las que parecen ser diferencias geográficas considerables en los estándares de vida en el Perú pueden ser explicadas, casi en su totalidad, si se tiene en cuenta la concentración espacial de los hogares con características no geográficas fácilmente observables, en particular los bienes públicos y privados». (2000, p. 3).

**Cuadro 8. Descomposición regional del ratio del Logaritmo del Bienestar (basado en estimaciones a nivel nacional, 2005)**

	Modelos				
	1	2	3	4	5
<b>Sierra-costa: ratio del Logaritmo del Bienestar</b>	-0,425	-0,425	-0,425	-0,425	-0,425
Geografía	-0,449 ***	-0,342 ***	-0,281 ***	-0,283 ***	-0,180 ***
Infraestructura		-0,103 ***	-0,107 ***	-0,112 ***	-0,046
Ambiente económico			-0,058	-0,067	0,010 ***
Activos privados				0,021 ***	0,014 **
Capital humano					-0,226 ***
Residuos	-0,449	-0,444	-0,446	-0,442	-0,428
<b>Selva-costa: ratio del Logaritmo del Bienestar</b>	-0,298	-0,298	-0,298	-0,298	-0,298
Geografía	-0,375 ***	-0,194 ***	-0,131 ***	0,127 ***	-0,097 ***
Infraestructura		-0,174 ***	-0,174 ***	-0,172 ***	0,073
Ambiente económico			-0,061 **	-0,065 *	0,014 ***
Activos privados				0,003 ***	0,002 ***
Capital humano					-0,168 ***
Residuos	-0,375	-0,368	-0,366	-0,361	-0,323
Número de observaciones	1828	1828	1828	1828	1828
R-cuadrado ajustado	0,480	0,590	0,610	0,620	0,730
Correlación espacial para los residuos	0,846 ***	0,789 ***	0,797 ***	0,798 ***	0,762 ***

\*\*\*p < 1%, \*\* < 5%, \* p < 10%.

Fuente: INEI (1993 y 2005). Elaboración propia.

**Cuadro 9. Descomposición regional para la diferencia en el ratio del Logaritmo del Bienestar (basado en estimaciones a nivel nacional, 1993-2005)**

	Modelos				
	1	2	3	4	5
<b>Sierra-costa: diferencia en el ratio del Logaritmo del Bienestar</b>	<b>-0,073</b>	<b>-0,073</b>	<b>-0,073</b>	<b>-0,073</b>	<b>-0,073</b>
Geografía	-0,143 **	-0,240	-0,245	-0,169	-0,138
Infraestructura		0,102 ***	0,061 ***	0,054 ***	0,060 ***
Ambiente económico			0,046	0,036	0,029
Activos privados				-0,061 ***	-0,047 ***
Capital humano					-0,031 ***
Residuos	-0,143	-0,138	-0,138	-0,140	-0,128
<b>Selva-costa: diferencia en el ratio del Logaritmo del bienestar</b>	<b>0,033</b>	<b>0,033</b>	<b>0,033</b>	<b>0,033</b>	<b>0,033</b>
Geografía	-0,170 *	-0,207	-0,209	-0,175	-0,079 ***
Infraestructura		0,042 ***	0,000 ***	-0,007 ***	0,017 ***
Ambiente económico			0,043	0,033	0,028
Activos privados				-0,008 ***	0,011 ***
Capital humano					-0,103 ***
Residuos	-0,170	-0,164	-0,166	-0,156	-0,125
Número de observaciones	1793	1793	1793	1793	1793
R-cuadrado ajustado	0,120	0,220	0,220	0,250	0,350
Correlación espacial para los residuos	0,725 ***	0,563 ***	0,561 ***	0,561 ***	0,670 ***

\*\*\*p < 1%, \*\* < 5%, \* p < 10%.

Fuente: INEI (1993 y 2005). Elaboración propia.

Aunque los mismos resultados se encuentran aquí, vale la pena notar que en todas las especificaciones correspondientes a la descomposición de 1993 y 2005, así como en la descomposición 1993-2005, los residuos muestran una alta autocorrelación espacial. Esto puede ser el efecto de las variables omitidas o de algún otro problema de especificación como

la heterogeneidad de parámetros. En cuanto a las variables omitidas, pueden haber dos tipos: a) variables omitidas geográficas; y b) variables omitidas no geográficas que están geográficamente correlacionadas pero no están altamente correlacionadas con las variables geográficas ya presentadas. En cuanto al primer grupo de variables omitidas, ya que hemos considerado un conjunto bastante amplio de variables geográficas relacionadas con el clima (precipitación, temperatura y sus variabilidades), las características del suelo (tipo y calidad), la altitud y el potencial bioclimático, es poco probable que haya variables omitidas importantes en este frente. En cuanto a las variables omitidas no geográficas que están espacialmente correlacionadas, dado que no las observamos, solo es posible corregir el problema estimando un modelo del error espacialmente autocorrelacionado. Tras realizar esta corrección, se observa que la correlación espacial de los residuos sigue siendo sistemáticamente significativa después de corregir el problema de correlación de primer orden en todos los modelos.

La alternativa al problema de variables omitidas como posible explicación para esta persistente correlación espacial del crecimiento del consumo, luego de controlar por variables geográficas, infraestructura, ambiente económico, bienes privados y, finalmente, capital humano y las características del hogar, es considerar la heterogeneidad espacial del parámetro. Se continuará con esto en la siguiente subsección.

### **Heterogeneidad espacial: mirando más allá del modelo global**

Una alternativa para explorar la importancia de los factores espaciales en la dinámica del gasto y de la pobreza en el Perú es reconocer que el efecto de los activos privados o el efecto del acceso a infraestructura pública no es constantes en el espacio. La heterogeneidad espacial surgiría porque los factores del entorno podrían estar operando de distinta manera a escala local. También podría ser el reflejo de no linealidades. Miner, por ejemplo, muestra que la heterogeneidad del parámetro puede ser el reflejo de las instituciones locales (2007).

Hay distintas maneras de modelar la heterogeneidad espacial del parámetro. Podemos explorar otras dimensiones de la heterogeneidad del parámetro mediante la exploración de las variaciones de este en la dimensión del bienestar utilizando una regresión por cuantiles. Otra forma de explorar la heterogeneidad del parámetro es a través de una regresión ponderada espacialmente, donde se estima los parámetros geográficos locales. Cada una de estas formas de lidiar con la heterogeneidad del parámetro se basa en diferentes supuestos. Por ejemplo, una regresión por cuantiles asumirá que la relación entre las variables explicativas y la medida del consumo es distinta en los distintos espacios geográficos que comparten los atributos observados. La regresión ponderada espacialmente podría ser una estimación más flexible pero esta estimación se obtiene, como veremos a continuación, a costa de parametrizar la forma en la que los parámetros locales se comportan. En esta sección, se verá cómo estas dos formas alternativas para reconocer la heterogeneidad del parámetro afectan nuestras conclusiones.

A continuación se explora cómo este ejercicio de descomposición puede cambiar si dejamos que los parámetros cambien a través de la distribución del ingreso. Para hacer esto, estimamos nuestro modelo a nivel distrital utilizando la regresión por cuantiles para los distritos urbanos y rurales (la clasificación de distritos en urbanos y rurales se hace, como anteriormente, según donde reside la mayoría de su población; así, los distritos rurales son los que tienen la mayoría de la población ubicada en pueblos rurales). El procedimiento utilizado hasta aquí sigue de cerca al utilizado en Nguyen y otros (2007). Se estima la tasa de retorno para cada cuantil y luego se construye una distribución contrafactual para el ratio del logaritmo del bienestar, asumiendo que los hogares rurales pueden mantener la rentabilidad de los activos que poseen y que han recibido la dotación promedio que sus contrapartes urbanas poseen en el mismo cuantil.

El primer gráfico en el panel (a) del gráfico 1 representa la brecha urbana para el ratio del logaritmo del bienestar de 1993. El siguiente gráfico en el mismo panel muestra el ratio del logaritmo del bienestar para todos los cuantiles, así como la distribución contrafactual que refleja el

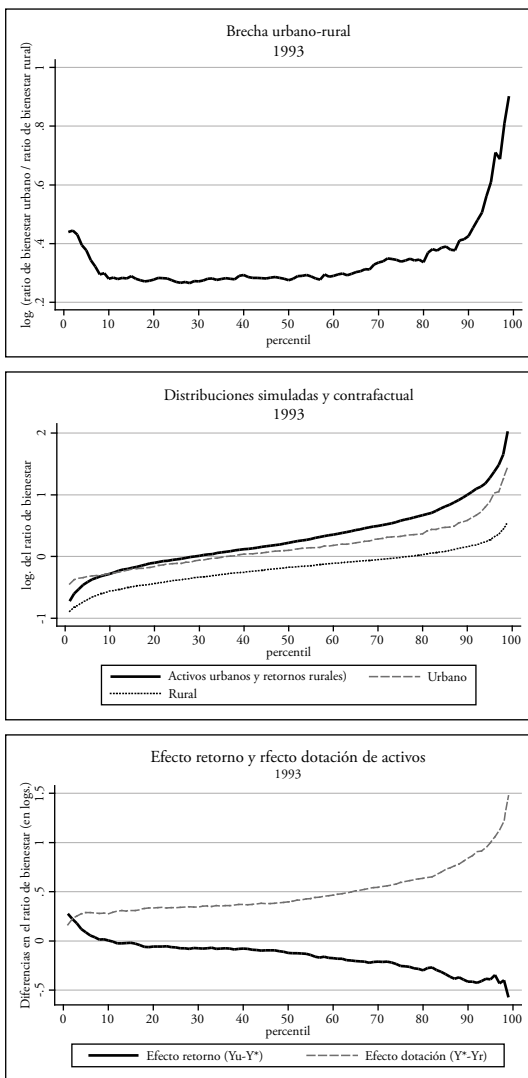
ratio del logaritmo del bienestar rural que tendrían los hogares rurales si tuviesen la misma dotación de activos que tiene su contraparte urbana. Finalmente, el tercer gráfico en el panel (a) muestra la descomposición del ratio del logaritmo del bienestar a través de los quintiles entre el efecto de las diferencias de los retornos y las diferencias en la dotación de activos. Como se puede observar aquí, la curva contrafactual se eleva por encima de la curva urbana para todos los quintiles a excepción del 10% inferior, lo cual indica que las tasas de retorno de los activos son mayores en las áreas urbanas que en las rurales para casi todo el rango de la distribución del gasto. Además, el ejercicio de descomposición muestra que la contribución de la dotación de activos para explicar la brecha urbano/rural del logaritmo del bienestar, aumenta de manera constante a través de todos los quintiles, mientras que la contribución de contar con mayores retornos en el área rural disminuye de forma constante.

El panel (b) del gráfico 1 muestra los mismos tres gráficos para el año 2005. Ellos muestran un patrón similar al observado en 1993 con una diferencia interesante: la curva contrafactual no se eleva sobre la curva urbana, lo que indica que los retornos marginales de los activos en áreas rurales en 2005 ya no están por encima de los retornos marginales de los bienes en las zonas urbanas a lo largo de todos los quintiles.

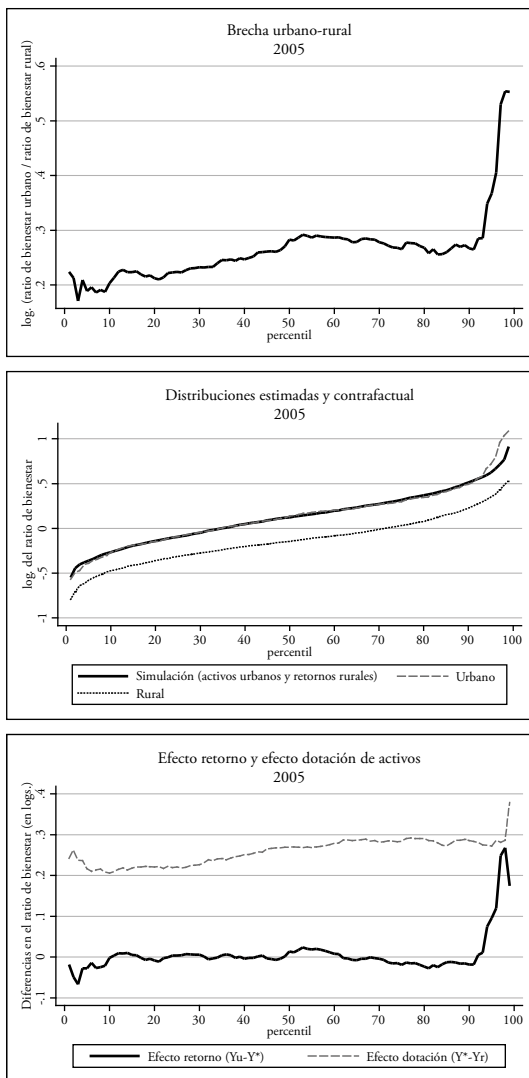
El gráfico 2 compara la brecha urbano/rural observada del ratio del logaritmo del bienestar con aquella obtenida a partir de la distribución del contrafactual (con los hogares rurales que tienen la misma dotación base que el promedio del quintil urbano correspondiente, para ambas estimaciones a nivel distrital basadas en las interpolaciones de 1993 y 2005). Se puede confirmar que la brecha sería mucho menor si la distribución de activos no estuviera sesgada en contra de los habitantes de las zonas rurales y que esto es así a lo largo de toda la distribución del quintil. Adicionalmente, el incremento en la tasa de retorno a los activos en las zonas urbanas (especialmente en la costa) y la reducción en la tasa de retorno a los activos en zonas rurales (especialmente en la sierra) han hecho que la brecha del ratio del logaritmo del bienestar urbano/rural dependa, ahora más que antes, de la distribución desigual de los activos entre las regiones.

**Gráfico 1. Decomposición por cuantiles de la brecha urbano-rural del logaritmo del ratio de bienestar (a nivel distrital)**

**(a) Decomposición para 1993**



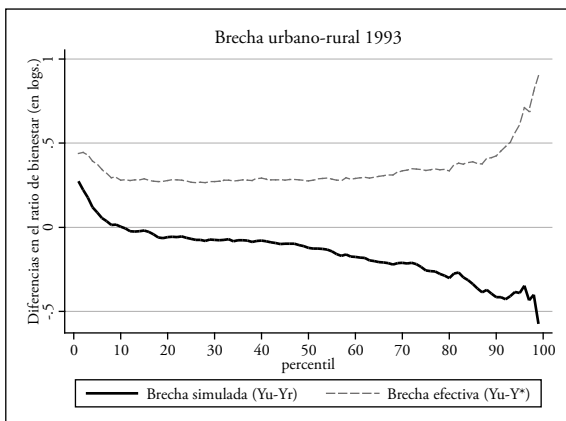
(b) **Descomposición para 2005**



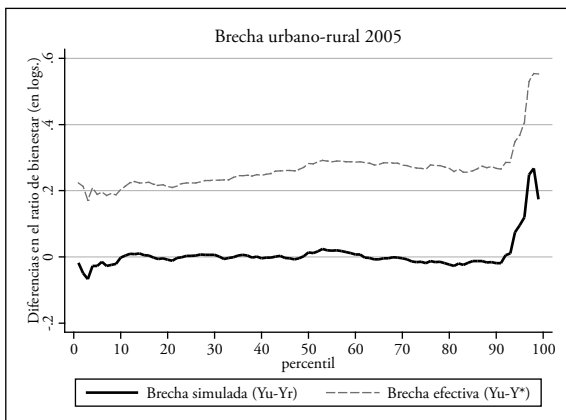
Fuente: INEI (1993 y 2005). Elaboración propia.

**Gráfico 2. Brecha de bienestar urbano-rural (en logs.)  
(observada versus contrafactual)**

**(a) 1993**



**(b) 2005**



Fuente: INEI (1993 y 2005). Elaboración propia.

El ejercicio de descomposición presentado anteriormente asume, como ya hemos mencionado, que las tasas de retorno de los activos son diferentes entre los quintiles; o, dicho de otra manera, que los parámetros del modelo estimado son heterogéneos a través de la distribución de bienestar. En la medida que en la subsección anterior se mostró que el ejercicio de descomposición que asumía heterogeneidad de parámetros no era capaz de controlar por la heterogeneidad geográfica no observable, es razonable preguntarse hasta qué punto esta heterogeneidad se ha controlado a través de la estimación por cuantiles. Para comprobar la heterogeneidad geográfica no observable, el cuadro 10 presenta el estadístico de Moran para los distritos urbanos y rurales, así como para la muestra conjunta, utilizando los residuos de las ecuaciones por quintiles.

**Cuadro 10. Autocorrelación espacial de los residuos cuando se modela el ratio del Logaritmo del Bienestar a través de la regresión por cuantiles (estadísticos de Moran)**

	1993	2005
Muestra completa	0,2021 ***	0,4162 ***
Urbano	0,1118 ***	0,2209 ***
Rural	0,2418 ***	0,5796 ***

Nota: Estimaciones propias basadas en las estimaciones del error en las ecuaciones por cuantiles urbanas y rurales \*\*\*p<1%, \*\*<5%, \* p<10%.

Fuente: INEI (1993 y 2005). Elaboración propia.

Es importante resaltar que, a pesar de que los patrones de correlación espacial de los residuos se han reducido sustancialmente en comparación con la correlación espacial de los residuos observada en el modelo global representado en los cuadros 2 o 3 (que asume la homogeneidad del parámetro), la correlación espacial es aun altamente significativa. Es decir, incluso si las regresiones por cuantil podrían estar capturando algo de la heterogeneidad de la tasa de retorno que está

presente en la muestra, aún hay que reconocer que las diferencias en el bienestar tienen características espaciales persistentes, que no pueden ser completamente justificadas por las características observables, incluyendo las variables geográficas más comunes como infraestructura, entorno económico, los activos privados y, por último, capital humano y las características del hogar. Este hecho sigue siendo cierto incluso si reconocemos que las tasas de retorno de los activos son diferentes entre las zonas urbanas y rurales y entre los pobres y menos pobres. Para profundizar en este tema, se verá a continuación otra manera de parametrizar la heterogeneidad espacial de la tasa de retorno urbana y rural en el Perú.

### **Capturando la heterogeneidad espacial local mediante la estimación de regresiones ponderadas espacialmente**

Para capturar esta heterogeneidad espacial, se ha vuelto a estimar el perfil global anteriormente estimado pero esta vez incorporando parámetros heterogéneos, haciendo uso de la técnica de regresión ponderada geográficamente. Entonces, en vez de estimar:

$$y = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i \cdot x_i + \varepsilon \quad (2)$$

Estimamos el siguiente modelo:

$$y(l_1, l_2) = \beta_0(l_1, l_2) + \sum_{i=1}^k \beta_i(l_1, l_2) \cdot x_i + \varepsilon(l_1, l_2) \quad (3)$$

Donde  $l_1$  y  $l_2$  representan la ubicación —longitud y latitud— de cada observación.

Siguiendo a Brunsdon y otros (2008), los parámetros pueden ser estimados utilizando Mínimos Cuadrados geográficamente ponderados, a partir de la siguiente estructura de ponderación:

$$\beta(l_1, l_2) = (X' W(l_1, l_2) X)^{-1} (X' W(l_1, l_2) Y) \quad (4)$$

Los pesos son elegidos de tal forma que las observaciones que están cerca al punto donde el parámetro local es estimado tienen mayor influencia en la estimación que las observaciones que están alejadas. Si se utiliza una función de ponderación Gaussiana, el peso para la  $i$ -ésima observación se verá de la siguiente manera:

$$w_i(l_1, l_2) = \exp(-d/h)^2 \quad (5)$$

Donde  $d$  es la distancia entre la  $i$ -ésima observación y el punto local ( $l_1$  y  $l_2$ ) en la que el parámetro es estimado.  $h$  refleja el ancho de banda, que es el área donde la observación influye la estimación local. Así, el parámetro estimado es básicamente una interpolación local en la que la observación más cercana (dentro del ancho de banda) tiene una mayor influencia en la manera en que los cambios en los activos públicos y privados afectan el gasto *per cápita* y la pobreza.

El cuadro 11 muestra los valores y los niveles de significancia para los *tests* de no estacionalidad de los perfiles de pobreza y gasto *per cápita* de 2005. Estos *tests* están basados en simulaciones de Monte Carlo para evaluar si las variaciones espaciales en los parámetros estimados se deben simplemente a variaciones aleatorias o si son patrones espaciales efectivos. Los *tests* demuestran claramente que para la mayoría de las variables del lado derecho, la variación espacial es altamente significativa en términos estadísticos. Por ejemplo, tanto los efectos de los niveles iniciales del acceso a electricidad como el incremento del ingreso entre 1993 y 2005 tienen una variación significativa en el tiempo. Con relación a las características de los hogares, el rol de la educación, el efecto de los hogares encabezados por mujeres o el efecto de la etnicidad, se observa que estos también varían espacialmente cuando las correlacionamos con la pobreza y el logaritmo del gasto *per cápita*. Finalmente, como se esperaba, el impacto de todas las variables geográficas y de la ubicación cambia a través del espacio.

**Cuadro 11. Test de Significancia No-Estacionario**

Variable	Tasa de pobreza 2005		Consumo <i>per cápita</i> 2005 (log.)	
	Si	Valor - P	Si	Valor - P
Constante	0,205	0,20	0,890	0,00
Edad promedio del jefe de hogar (1993)	0,003	0,40	0,009	0,10
Jefas de hogar en 1993 (%)	0,203	0,00	0,565	0,10
Cambio en jefas de hogar, 1993-2005 (%)	0,176	0,20	0,384	0,60
Jefe de hogar con educación secundaria o más en 1993 (%)	0,125	0,00	0,297	0,10
Cambio en jefe de hogar con educación secundaria (1993-2005)	0,128	0,50	0,303	0,50
Tasa de dependencia en el hogar	0,090	0,10	0,226	0,20
Cambio del ratio de dependencia en el hogar entre 1993-2005 (%)	0,085	0,30	0,173	0,90
Viviendas desamuebladas	0,054	0,50	0,188	0,20
Cambio en viviendas desamuebladas entre 1993-2005 (%)	0,083	0,10	0,181	0,20
Porcentaje de hogares que pertenecen a alguna asociación	0,007	1,00	0,026	1,00
Jefe del hogar que habla español como lengua materna	0,111	0,00	0,373	0,00
Porcentaje de hogares en provincia que recibieron remesas	1,819	0,10	5,132	0,00
Índice de fragmentación de parcelas agrícolas (Censo agrícola de 1994)	0,047	0,00	0,109	0,40
Tierra por agricultor (Censo agrícola de 1994)	0,054	0,00	0,317	0,00
Porcentaje de tierra irrigada (Censo agrícola de 1994)	0,145	0,00	0,473	0,00
Ganado (Censo agrícola de 1994)	0,453	0,00	1,311	0,00
Maquinaria agrícola (Censo agrícola de 1994)	1,923	0,00	9,434	0,00
Tasa de trabajos agrícolas asalariados	0,552	0,00	3,268	0,00
Tasa de trabajos no agrícolas asalariados	0,257	0,00	0,497	0,00
Tasa de trabajos no agrícolas no asalariados	0,210	0,00	0,489	0,00

Variable	Tasa de pobreza 2005		Consumo <i>per cápita</i> 2005 (log.)	
	Si	Valor - P	Si	Valor - P
Porcentaje de hogares con acceso a agua potable en 1993	0,059	0,50	0,167	0,40
Porcentaje de hogares con electricidad dentro de la casa en 1993	0,071	0,00	0,158	0,10
Porcentaje de hogares con servicio de alcantarillado dentro de la casa en 1993	0,097	0,20	0,295	0,00
Cambio en acceso a agua potable entre 1993-2005	0,048	0,00	0,097	0,30
Cambio en acceso a electricidad entre 1993-2005	0,051	0,00	0,122	0,00
Cambio en acceso a alcantarillado entre 1993-2005	0,082	0,20	0,273	0,10
Distancia hasta el pueblo más cercano con 100 000 habitantes o más	0,002	0,00	0,003	0,30
Promedio de precipitación	0,001	0,00	0,002	0,00
Promedio de temperatura	0,012	0,00	0,025	0,00
Profundidad del suelo	0,002	0,00	0,005	0,00
Precipitación - coeficiente de variación	0,090	0,00	0,365	0,00
Temperatura - coeficiente de variación	0,844	0,00	1,754	0,00
Altitud de la capital del distrito	0,024	0,00	0,179	0,00
Promedio de pendiente	0,001	0,10	0,002	0,00
Roca ígnea	0,196	0,00	0,480	0,00
Roca metamórfica	0,214	0,00	0,295	0,00
Puntuación bioclimática potencial (cuanto más alto mejor)	0,114	0,00	0,476	0,00
Puntuación de tierra potencial (cuanto más alto mejor)	0,161	0,00	0,407	0,00
Puntuación de bosque potencial (cuanto más alto mejor)	0,226	0,00	0,564	0,00
Población rural en el distrito (%)	0,066	0,00	0,208	0,00
Cambio en la población rural en el distrito entre 1993-2005 (%)	0,061	0,00	0,154	0,20
Ancho de banda	1,689	0,00	1,049	0,00

Fuente: INEI (1993 y 2005). Elaboración propia.

Una de las pocas estimaciones por las que se puede rechazar la estacionalidad del parámetro es la del porcentaje de hogares que pertenecen a una asociación. Cabe señalar que la estimación de este parámetro no fue estadísticamente diferente de cero en muchos de los perfiles estimados. Esto es consistente con el hecho de que la información disponible no permite diferenciar el tipo de red social al que se hace referencia. Las redes sociales son heterogéneas, una posible tipificación es la de redes de soporte (donde a más pobreza mayor organización) y redes que permitan construir capital relacional (a más organización, mayores oportunidades económicas y con ello menor pobreza). En la medida que no es posible distinguir qué tipo de redes se está analizando no es posible identificar su impacto diferenciado sobre la pobreza (Escobal & Ponce, 2007).

Otra forma de evaluar con una prueba estadística la heterogeneidad del parámetro es observar el *test* de significancia para el ancho de banda. El *test* resulta altamente significativo para ambos modelos (ancho de banda de 1,6892 y 1,0487 para los modelos de la pobreza y el logaritmo del gasto, respectivamente, siendo ambos valores significativos a al 1%).

Es importante señalar que, si se estiman los residuos de las regresiones ponderadas geográficamente para ambos modelos, es posible analizar la correlación espacial utilizando los estadísticos de Moran. El cuadro 12 reporta tal resultado. Primero es importante resaltar que los estadísticos de Moran son menores que los que encontrados en las especificaciones de los modelos anteriores (MCO, el modelo de rezagos espaciales, y el modelo de error espacial) tanto para el perfil de pobreza de 2005 como para el modelo del logaritmo del gasto *per cápita*. Además, para el modelo del logaritmo del gasto *per cápita* no encontramos ninguna evidencia de autocorrelación espacial en ningún nivel de significancia, una mejora sustancial con respecto a los modelos anteriores. En el caso del modelo del perfil de pobreza para el año 2005, el índice de Moran es marginalmente significativo al 10%. Dados estos resultados, podemos afirmar que una especificación que considera la heterogeneidad del parámetro tiende a ajustar mejor la data.

**Cuadro 12. Autocorrelación espacial de los residuos cuando se modela por pobreza y gasto *per cápita* utilizando la Regresión Ponderada Geográfica**

	Moran I
RPG Pobreza 2005	0,0218 *
RPG Logaritmo del gasto <i>per cápita</i> 2005	0,0149

\*\*\*p < 1%, \*\* < 5%, \* p < 10%

Fuente: INEI (1993 y 2005). Elaboración propia.

El cuadro 13 y el cuadro 14 muestran cómo estos parámetros cambian para el perfil de pobreza del año 2005 y para el perfil del logaritmo del gasto *per cápita*. Es importante señalar que una serie de parámetros que han demostrado ser significativamente no estacionarios pueden incluso cambiar de signo a través de la ubicación geográfica.

Por ejemplo, aunque todos los parámetros estimados de acceso a la infraestructura (electricidad, agua potable y alcantarillado) son en promedio, como se esperaba, negativos en la ecuación del perfil de pobreza del año 2005 y positivos en la ecuación logarítmica *per cápita*, muestran signos diferentes en diferentes distritos. De manera similar, el parámetro estimado para el indicador del tiempo necesario para acceder a un pueblo de al menos 100 000 habitantes (un aproximación del acceso a los mercados) es en promedio positivo en la ecuación del perfil de pobreza para 2005 y negativo en la ecuación logarítmica *per cápita*, este también cambia de signo a través del espacio. Si bien el objetivo de modelar conceptualmente este tipo de asociaciones o identificar canales causales escapa a los objetivos de este documento, es posible plantear hipótesis alternativas para correlaciones de distinto signo. Por un lado, se podría plantear una primera hipótesis válida para ciertas regiones del país, donde un mejor acceso a un determinado servicio de infraestructura podría atraer a la gente pobre que está en busca de mejores condiciones de vida. En esos casos, las tasas de pobreza pueden correlacionar positivamente con el acceso a infraestructura (y el gasto *per cápita* se correlaciona negativamente). Alternativamente, se puede plantear

la hipótesis de que en algunas regiones un mayor acceso a servicios de infraestructura puede incrementar las oportunidades de generación de ingresos y se correlacionarán negativamente con la pobreza.

**Cuadro 13. Variación espacial de los betas estimados:  
consumo *per cápita* 2005 (en logs.)**

Variable	Promedio	S.D.	Min.	Cuantiles			Max.
				0,25	Mdn	0,75	
Edad promedio del jefe de hogar (1993)	-0,007	0,003	-0,036	-0,009	-0,007	-0,006	-0,002
Jefas de hogar en 1993 (%)	0,254	0,203	-2,456	0,191	0,252	0,364	0,538
Cambio en jefas de hogar entre 1993-2005 (%)	-0,177	0,176	-0,871	-0,267	-0,143	-0,035	0,084
Jefe de hogar con educación secundaria o más en 1993 (%)	-0,335	0,125	-0,943	-0,410	-0,324	-0,250	0,106
Cambio en jefe de hogar con educación secundaria entre 1993-2005	-0,351	0,128	-0,805	-0,416	-0,328	-0,273	0,335
Tasa de dependencia en el hogar	0,493	0,090	0,020	0,447	0,504	0,551	1,477
Cambio del ratio de dependencia en el hogar entre 1993-2005 (%)	0,354	0,085	0,115	0,299	0,358	0,397	1,215
Viviendas desamuebladas	0,006	0,054	-0,306	-0,026	0,014	0,049	0,118
Cambio en viviendas desamuebladas entre 1993-2005 (%)	-0,043	0,083	-0,522	-0,100	-0,041	0,003	0,221
Porcentaje de hogares que pertenecen a alguna asociación	0,003	0,007	-0,043	0,001	0,004	0,005	0,025
Jefe del hogar que habla español como lengua materna	-0,128	0,111	-1,823	-0,179	-0,115	-0,075	0,371
Porcentaje de hogares en provincia que recibieron remesas	-2,550	1,819	-7,574	-3,980	-2,310	-1,080	7,936
Índice de fragmentación de parcelas agrícolas (Censo agrícola de 1994)	0,027	0,047	-0,422	0,001	0,024	0,065	0,136
Tierra por agricultor (Censo agrícola de 1994)	-0,006	0,054	-0,516	-0,012	0,001	0,017	0,523
Porcentaje de tierra irrigada (Censo agrícola de 1994)	-0,028	0,145	-3,307	-0,045	-0,021	-0,007	0,445
Ganado (Censo agrícola de 1994)	0,025	0,453	-1,626	-0,006	-0,003	-0,001	10,980
Maquinaria agrícola (Censo agrícola de 1994)	-0,278	1,923	-24,270	-0,225	-0,022	0,218	11,330
Tasa de trabajos agrícolas asalariados	-0,059	0,552	-0,856	-0,248	-0,064	0,041	12,580
Tasa de trabajos no agrícolas asalariados	0,141	0,257	-3,499	0,027	0,125	0,247	0,792

Variable	Promedio	S.D.	Min.	Cuantiles			Max.
				0,25	Mdn	0,75	
Tasa de trabajos no agrícolas no asalariados	-0,058	0,210	-0,773	-0,124	-0,048	0,023	2,782
Porcentaje de hogares con acceso a agua potable en 1993	-0,035	0,059	-0,333	-0,057	-0,034	-0,013	0,143
Porcentaje de hogares con electricidad dentro de la casa en 1993	-0,077	0,071	-0,414	-0,111	-0,069	-0,040	0,090
Porcentaje de hogares con servicio de alcantarillado dentro de la casa en 1993	-0,175	0,097	-0,554	-0,232	-0,187	-0,131	0,624
Cambio en acceso a agua potable entre 1993-2005	-0,078	0,048	-0,226	-0,113	-0,088	-0,058	0,170
Cambio en acceso a electricidad entre 1993-2005	-0,022	0,051	-0,166	-0,057	-0,019	0,016	0,217
Cambio en acceso a alcantarillado entre 1993-2005	-0,036	0,082	-1,437	-0,073	-0,057	0,003	0,312
Distancia hasta el pueblo más cercano con 100 000 habitantes o más	-0,001	0,002	-0,008	-0,002	-0,001	0,000	0,004
Promedio de precipitación	-0,001	0,001	-0,002	-0,001	-0,001	0,000	0,002
Promedio de temperatura	0,006	0,011	-0,015	0,002	0,005	0,008	0,228
Profundidad del suelo	0,002	0,002	-0,020	0,001	0,002	0,003	0,006
Precipitación - coeficiente de variación	-0,029	0,090	-2,142	-0,031	-0,016	-0,007	0,171
Temperatura - coeficiente de variación	0,188	0,844	-0,779	-0,251	0,048	0,337	12,790
Altitud de la capital del distrito	0,038	0,024	-0,360	0,035	0,042	0,049	0,168
Promedio de pendiente	0,000	0,001	-0,002	0,000	0,000	0,001	0,010
Roca ígnea	0,038	0,196	-0,298	-0,070	-0,041	0,155	2,689
Roca metamórfica	-0,029	0,214	-0,221	-0,086	-0,070	-0,008	4,838
Puntuación bioclimática potencial (cuanto más alto mejor)	0,016	0,114	-0,357	-0,034	-0,003	0,039	2,560
Puntuación de tierra potencial (cuanto más alto mejor)	-0,032	0,161	-2,621	-0,125	0,006	0,061	0,434
Puntuación de bosque potencial (cuanto más alto mejor)	0,128	0,226	-0,926	-0,019	0,038	0,264	0,645
Población rural en el distrito (%)	-0,230	0,066	-1,132	-0,254	-0,232	-0,195	-0,112
Cambio en la población rural en el distrito entre 1993-2005 (%)	-0,206	0,060	-0,576	-0,229	-0,201	-0,169	-0,053
Constante	0,725	0,205	-2,621	0,606	0,733	0,856	2,382

Fuente: INEI (1993 y 2005). Elaboración propia.

**Cuadro 14. Variación espacial de los betas estimados:  
consumo *per cápita* 2005 (en logs.)**

Variable	Promedio	S.D.	Min.	Cuantiles			Max.
				0,25	Mdn	0,75	
Edad Promedio del jefe de hogar (1993)	0,012	0,009	-0,008	0,007	0,011	0,015	0,158
Jefas de hogar en 1993 (%)	-0,198	0,565	-1,858	-0,452	-0,239	-0,011	9,373
Cambio en jefas de hogar entre 1993-2005 (%)	0,228	0,384	-1,110	-0,005	0,096	0,353	4,911
Jefe de hogar con educación secundaria o más en 1993 (%)	0,599	0,297	-0,456	0,418	0,551	0,678	5,127
Cambio en jefe de hogar con educación secundaria entre 1993-2005	0,512	0,303	-1,589	0,351	0,493	0,667	2,401
Tasa de dependencia en el hogar	-0,577	0,226	-3,520	-0,724	-0,579	-0,475	0,454
Cambio del ratio de dependencia en el hogar entre 1993-2005 (%)	-0,456	0,173	-1,823	-0,579	-0,433	-0,338	0,322
Viviendas desamuebladas	-0,055	0,188	-0,583	-0,131	-0,085	-0,009	4,491
Cambio en viviendas desamuebladas entre 1993-2005 (%)	0,023	0,181	-0,678	-0,069	0,009	0,079	2,388
Porcentaje de hogares que pertenecen a alguna asociación	-0,009	0,026	-0,141	-0,019	-0,011	-0,001	0,635
Jefe del hogar que habla español como lengua materna	0,223	0,373	-0,767	0,039	0,188	0,378	7,063
Porcentaje de hogares en provincia que recibieron remesas	2,567	5,132	-28,880	0,097	2,414	5,720	21,280
Índice de fragmentación de parcelas agrícolas (Censo agrícola de 1994)	-0,043	0,109	-0,380	-0,098	-0,039	0,019	1,616
Tierra por agricultor (Censo agrícola de 1994)	-0,026	0,317	-1,187	-0,070	-0,016	0,021	8,767
Porcentaje de tierra irrigada (Censo agrícola de 1994)	0,094	0,473	-0,803	0,006	0,030	0,102	11,880
Ganado (Censo agrícola de 1994)	-0,027	1,311	-30,850	-0,006	0,011	0,029	9,972
Maquinaria agrícola (Censo agrícola de 1994)	-0,185	9,434	-30,500	-0,706	0,149	0,673	37,070
Tasa de trabajos agrícolas asalariados	-0,458	3,268	-90,180	-0,533	-0,239	0,041	8,460
Tasa de trabajos no agrícolas asalariados	-0,322	0,497	-5,441	-0,554	-0,232	-0,048	4,012
Tasa de trabajos no agrícolas no asalariados	0,132	0,489	-4,536	-0,174	0,133	0,429	2,335

Variable	Promedio	S.D.	Min.	Cuantiles			Max.
				0,25	Mdn	0,75	
Porcentaje de hogares con acceso a agua potable en 1993	-0,014	0,167	-1,567	-0,061	-0,020	0,064	0,609
Porcentaje de hogares con electricidad dentro de la casa en 1993	0,109	0,158	-1,416	-0,006	0,108	0,200	1,042
Porcentaje de hogares con servicio de alcantarillado dentro de la casa en 1993	0,352	0,295	-1,524	0,207	0,313	0,425	2,017
Cambio en acceso a agua potable entre 1993-2005	0,089	0,097	-0,255	0,066	0,105	0,146	1,251
Cambio en acceso a electricidad entre 1993-2005	0,031	0,122	-0,715	-0,045	0,020	0,114	1,338
Cambio en acceso a alcantarillado entre 1993-2005	0,070	0,273	-6,414	-0,031	0,080	0,159	3,721
Distancia hasta el pueblo más cercano con 100 000 habitantes o más	0,001	0,003	-0,017	0,000	0,001	0,003	0,010
Promedio de precipitación	0,001	0,002	-0,006	0,000	0,001	0,002	0,015
Promedio de temperatura	-0,009	0,025	-0,433	-0,019	-0,011	0,001	0,108
Profundidad del suelo	-0,002	0,005	-0,023	-0,003	-0,001	0,000	0,057
Precipitación - coeficiente de variación	0,061	0,365	-0,744	-0,004	0,021	0,063	9,276
Temperatura - coeficiente de variación	-0,361	1,754	-28,010	-1,199	-0,136	0,665	8,135
Altitud de la capital del distrito	-0,054	0,179	-4,758	-0,071	-0,054	-0,032	2,395
Promedio de pendiente	0,000	0,002	-0,022	-0,001	0,000	0,001	0,014
Roca ígnea	-0,057	0,480	-3,058	-0,281	-0,006	0,095	7,539
Roca metamórfica	0,058	0,295	-2,146	-0,065	0,031	0,151	5,186
Puntuación bioclimática potencial (cuanto más alto mejor)	-0,032	0,476	-12,930	-0,029	0,018	0,046	1,576
Puntuación de tierra potencial (cuanto más alto mejor)	0,048	0,407	-1,259	-0,075	0,004	0,172	7,412
Puntuación de bosque potencial (cuanto más alto mejor)	-0,204	0,564	-6,075	-0,292	-0,010	0,100	2,105
Población rural en el distrito (%)	0,045	0,208	-0,689	-0,068	0,051	0,138	3,169
Cambio en la población rural en el distrito entre 1993-2005 (%)	0,013	0,154	-0,437	-0,111	0,005	0,123	1,071
Constante	5,125	0,890	-9,025	4,731	4,978	5,511	13,120

Fuente: INEI (1993 y 2005). Elaboración propia.

A manera de ejemplo, el gráfico 3 muestra el impacto marginal de la educación sobre el crecimiento del logaritmo del gasto *per cápita*. Las estimaciones de los parámetros son en este caso todas positivas, lo cual refleja que, independientemente del canal a través del cual actúa la educación, esta tiene un impacto fuerte y positivo en el aumento del gasto. Sin embargo, en este caso el impacto es mucho más fuerte a lo largo de la región costa y selva. Hay una serie de hipótesis que se podrían plantear ante la pregunta de por qué la contribución marginal de la educación es menos fuerte en la sierra sur. Una posibilidad podría ser la baja calidad de la educación, que es más evidente en las áreas rurales y en particular en la región sierra. Adicionalmente, procesos de exclusión en el largo plazo podrían estar operando a través de menor retorno en los mercados de trabajo (Escobal & Ponce, 2007).

**Gráfico 3. Impacto marginal de la educación sobre el crecimiento del gasto *per cápita* (cuanto más oscuro, mejor)**



Fuente: INEI (1993 y 2005). Elaboración propia.

## COMENTARIOS FINALES

Este documento presenta una evaluación de hasta qué punto las características espaciales afectan las estimaciones de los niveles y cambios de bienestar entre los hogares peruanos. Con ejercicios de mapeo basados en dos censos consecutivos (1993 y 2005) se caracteriza la distribución espacial de la pobreza y los cambios en la pobreza en una economía que creció en promedio 5% anual durante este período de doce años. Se encontró que la pobreza y los cambios en la pobreza están espacialmente correlacionados y que las características geográficas y de dotación de infraestructura (características espaciales) están correlacionadas con estos indicadores de pobreza. Dos variables que son particularmente importantes son la altitud y la distancia, asociadas al grado de aislamiento de los hogares. Estos indicadores muestran claramente que el acceso a los mercados puede verse afectado por la distancia, incrementando la probabilidad de migrar de las personas más educadas y con mayor dotación de activos, dejando atrás a las personas mayores, menos educadas y con menor dotación de activos.

De otra parte, sabemos que los altos costos de transporte para trasladar mercancías desde y hacia las regiones más remotas del país imponen barreras a la integración de los territorios, y afectan su eficiencia y competitividad. Sin embargo, la reducción de los costos de transporte, por sí mismos, no tienen que llevar a una mejora en los territorios aislados, si como producto de la reducción de los mayores niveles de protección de las regiones no articuladas, las «importaciones» de otras regiones desplazan la producción local. Frente a ello, «aplanar los andes», como sugería de manera provocadora Iguíñiz (1998), está fuertemente asociado a enfrentar de manera creativa los problemas de aislamiento geográfico para generar economías de escala o de aglomeración, generando productos de mayor valor agregado o, como lo plantea autor, «transformar antes que transportar».

Se ha encontrado que hay una serie de variables asociadas a localización (como el acceso a infraestructura y características de mercado), así como variables específicas del hogar que están fuertemente correlacionadas con el bienestar de los hogares. Por otro lado, los factores geográficos puros estarían asociados con el consumo relativo *per cápita*, así como el acceso a servicios de infraestructura, y esta correlación es razonablemente robusta aun cuando se controla por las características de los hogares y específicamente aquellas asociadas a su localización. Sin embargo, el signo y la significancia de esta correlación parecen variar a través del espacio. Esto podría deberse a que el bienestar relativo parece tener una correlación espacial persistente incluso después de controlar por las variables geográficas disponibles, infraestructura, características específicas de los hogares y de localización.

Dos posibles explicaciones podrían ofrecerse a la pregunta de por qué persiste tal patrón de correlación espacial del bienestar relativo, incluso después de controlar por la geografía y los factores antes mencionados. Una explicación posible es la presencia de variables omitidas y la segunda es la heterogeneidad de los parámetros estimados. Las variables omitidas pueden ser geográficas o no geográficas. Puesto que se ha controlado por una amplia gama de variables geográficas como altitud, temperatura, el nivel de precipitación, la variabilidad del clima, y la calidad y la textura del suelo, se sospecha que el sesgo no está asociado a variables geográficas omitidas. Otra posibilidad es que otros servicios de infraestructura puedan haber sido omitidos y que las variables geográficas incluidas en los perfiles no den cuenta de estos servicios. Si ese es el caso, ya que no hemos sido capaces de observarlos, solo se necesitaría corregir la correlación espacial. Aunque se ha hecho esto, las estimaciones corregidas a partir de la correlación espacial de primer orden continúan mostrando errores correlacionados espacialmente significativos.

Este patrón persistente de correlación espacial en los residuos nos obligó a centrar nuestra atención en la posibilidad que exista heterogeneidad en los valores de los parámetros a través del espacio. La categoría espacial es típicamente pensada desde la perspectiva geográfica, pero también es posible considerar otras dimensiones, tales como el espacio asociado a la distribución del bienestar. Se ha explorado ambas dimensiones de heterogeneidad de parámetros. La primera de ellas se exploró a partir de regresiones ponderadas geográficamente, mientras la segunda utilizó regresiones por cuantiles. La estimación por cuantiles está basada en la presunción de que los parámetros varían a través del espacio del bienestar; es decir, son distintos entre los pobres y los que no lo son. Los resultados de ambos grupos de estimaciones resaltan el hecho de que las diferencias en el bienestar tienen características persistentes que no pueden ser plenamente justificadas por características observables, incluyendo las variables geográficas más comunes, infraestructura, ambiente económico, activos privados y, finalmente, capital humano y las características del hogar. Las instituciones son evidentemente un elemento faltante que, aunque forma parte del grupo de variables no observables en este documento, sería ideal que sean tomadas en cuenta en estudios posteriores que dispongan de esa información.

Con este documento presentamos evidencia que muestra la importancia de incorporar explícitamente la dimensión espacial en los procedimientos de estimación de dinámicas de pobreza y bienestar. Consideramos que incorporar esta dimensión espacial es un factor clave para mejorar nuestra comprensión de la dinámica de la pobreza. En términos metodológicos, esto no solo implica identificar las variables espaciales asociadas sino también explorar otros problemas relacionados a la correlación espacial y la potencial heterogeneidad de los parámetros. De esta manera, es posible evitar que problemas de estimación lleven a conclusiones erradas sobre los factores clave sobre los que es necesario trabajar para mejorar las trayectorias de pobreza a nivel local y regional.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Brunsdon, C.; S. Fotheringham & M. Charlton (1998). Geographically Weighted Regression-Modelling Spatial Non-Stationarity. *The Statistician*, 47(3), 431-443.
- Chesher, A. (1984). Testing for Neglected Heterogeneity. *Econometrica*, 52(4), 865-872.
- Doudidiche, M.; A. Ezzrari; C. Ferré & P. Lanjouw (2008). Poverty Dynamics in Morocco's Rural Communes: Tracking Change via Small Area Estimates [copia mimeografiada]. Washington DC: Banco Mundial.
- Dutta, J. & H. L. Leon (1991). Testing for Heterogeneous Parameters in Least-Squares Approximations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 299-320.
- Elbers, C., J. Lanjouw & P. Lanjouw (2000). *Welfare in Villages and Towns: Micro-Level Estimation on Poverty and Inequality*. Washington DC: Banco Mundial.
- Elbers, C., J. Lanjouw, & P. Lanjouw (2004). *Imputed Welfare Estimates in Regression Analysis* [documento de trabajo 3294]. Washington DC: Banco Mundial.
- Escobal, J. & C. Ponce (2007). Economic Opportunities for Indigenous Peoples in Rural and Urban Peru. En VV. AA., *Conference Edition: Economic Opportunities for Indigenous Peoples in Latin America*. Washington DC: Banco Mundial. <http://siteresources.worldbank.org/E-DUCATION/Resources/2782001169235401815/Peru.pdf>
- Escobal, J. & C. Ponce (2008a). *Dinámicas provinciales de pobreza en el Perú 1993-2005* [documento de Trabajo 11]. Santiago de Chile: RIMISP, Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural.
- Escobal, J. & C. Ponce (2008b). *Spatial Disparities in Living Conditions in Peru: The Role of Geographic Differences in Returns vs. Differences in Mobile Household Assets Endowment, a Cross Section Analysis* [copia mimeografiada]. Lima: Banco Mundial-LAC.

- Escobal, J. & C. Ponce (2011). *Spatial Patterns of Growth and Poverty Changes in Peru (1993-2005)* [documento de trabajo 78]. Santiago de Chile: RIMISP, Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural.
- Escobal, J. & C. Ponce (2013). Dinámicas provinciales de pobreza en el Perú 1993-2007. En F. Mondrego y J. Berdegúe (eds.), *Los dilemas territoriales del desarrollo en América Latina*. Buenos Aires-Santiago de Chile: Teseo-RIMISP, Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural.
- Escobal, J. & M. Torero (2000). *Does Geography Explain Differences in Economic Growth in Peru? Inter-American Development Bank; Latin American Research Network* [Research Network Working paper #R-404]. Nueva York: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Escobal, J.; M. Torero & C. Ponce (2001). *Focalización geográfica del gasto social: mapas de pobreza* [informe final]. Lima: RED CIES de pobreza- GRADE-APOYO.
- Herrera, J. (2002). *La pobreza en el Perú en 2001: una visión departamental*. Lima: INEI-IRD.
- Iguíñiz, J. (1998). *Aplanar Los Andes, y otras propuestas*. Lima: Instituto Bartolomé de las Casas.
- Iguíñiz, J. (2000). Acerca de la viabilidad de la descentralización económica. En O. Plaza, (ed.), *Transporte y viabilidad de la descentralización* [documento de trabajo 182]. <http://departamen-to.pucp.edu.pe/economia/images/documentos/DDD182.pdf>
- Iguíñiz, J. (2003). *Aportes de la perspectiva de desarrollo humano*. En *Democracia y desarrollo humano en el Perú* [Serie Desarrollo Humano 5]. Lima: UNDP.
- INEI-Instituto Nacional de Estadística e Informática (1993). *Censos Nacionales 1993: IX de Población y IV de Vivienda*. Lima: INEI.
- INEI (2005). *Censos Nacionales 2005: X de Población y V de Vivienda*. Lima: INEI.

- INEI (2013). *Evolución de la pobreza monetaria 2007-2013: informe técnico*. Lima: INEI. [http://www.inei.gov.pe/media/cifras\\_de\\_pobreza/pobreza\\_informetecnico2013\\_1.pdf](http://www.inei.gov.pe/media/cifras_de_pobreza/pobreza_informetecnico2013_1.pdf)
- Lanjouw, P., J. Lanjouw, C. Elbers & G. Demombynes (2007). *How Good a Map? Putting Small Area Estimation to the Test* [Policy Research 4155. Working Paper Series]. Washington DC: Banco Mundial.
- Minier, J. (2007). Institutions and Parameter Heterogeneity. *Journal of Macroeconomics*, 29(3), 595-611.
- Minot, N.; B. Baulch & M. Epprecht (2006). *Poverty and Inequality in Vietnam: Spatial Patterns and Geographic Determinants* [Research report 148]. Washington DC: International Food Policy Research Institute.
- Nguyen, B.; J. Albrecht; S. Vroman & M. Westbroo (2007). A Quantile Regression Decomposition of Urban-rural Inequality in Vietnam. *Journal of Development Economics*, 83, 466-490.
- Ponce, C. (2011). Pobreza y demografía: una visión de mediano plazo. *Economía y Sociedad*, 78. Lima: CIES.
- Ravallion, M. & Woodon (1999). Poor Areas or Only Poor People? *Journal of Regional Science*, 39(4), 689-711.
- Vakis, R., J. Herrera & J. Escobal (2008). *Una mirada a la evolución reciente de la pobreza en el Perú: avances y desafíos*. Washington DC: Banco Mundial.
- Zhao, Q & P. Lanjow (2005). *Using Povmap2. A Users' Guide*. Washington DC: World Bank.