

## EL ACCESO A LOS MERCADOS Y LA DISPARIDAD DEL INGRESO EN LOS DEPARTAMENTOS COLOMBIANOS\*

*Jesús López Rodríguez  
y María Cecilia Acevedo-Villalobos\*\**

### RESUMEN

El presente artículo arroja nueva luz sobre el proceso de polarización del ingreso observado entre Bogotá y el resto de los departamentos de Colombia al señalar el papel decisivo que desempeña el acceso a los mercados al evitar que se reduzcan las disparidades del ingreso entre departamentos<sup>1</sup> y, por consiguiente, como obstáculo al proceso de convergencia en los ingresos. Los resultados de nuestras estimaciones econométricas con datos de los departamentos colombianos durante el periodo 1975-2000 muestran que el acceso a los mercados surge como una variable clave en la explicación de la distribución espacial del ingreso en Colombia.

### ABSTRACT

This paper sheds new light on the observed income polarization process between Bogota and the rest of the departments in Colombia by pointing out the crucial role played by market access in avoiding departmental income disparities to be nar-

\* *Palabras clave:* disparidades regionales, estructura espacial de los salarios, acceso a los mercados. *Clasificación JEL:* R11, R12, R13, R14, F12, F23. Artículo recibido el 9 de mayo y aceptado el 5 de noviembre de 2012 [traducción del inglés de Karina Azanza y Brian McDougall].

\*\* Profesor titular de Economía, Universidad A Coruña (correo electrónico: jelopez@udc.es), y Senior Economist, Comisión Europea, Instituto of Prospective Technological Studies (correo electrónico: jesus.lopez-rodriguez@ec.europa.eu). M. C. Acevedo-Villalobos, John F. Kennedy School of Government, Cambridge, y Universidad de los Andes, Bogotá (correo electrónico: maria\_cecilia\_acevedo@hksphd.harvard.edu).

<sup>1</sup> En Colombia a las divisiones geográficas se les conoce como “departamentos”.

rowed and, in so acting, as a penalty for the convergence process in income levels. Results from our econometric estimations with data for Colombian departments in the period 1975-2000 show that market access emerges as a key variable in explaining the spatial distribution of income in Colombia.

## INTRODUCCIÓN

Un estudio reciente de la distribución del ingreso *per capita* durante el periodo 1975-2000 entre los departamentos de Colombia (Bonet y Meisel, 2006)<sup>2</sup> muestra que las disparidades del ingreso en Colombia son bastante amplias; el ingreso *per capita* de Bogotá es muy superior al ingreso *per capita* de cualquier otro departamento colombiano.

El cuadro 1 muestra la evolución del ingreso departamental bruto *per capita* (IDB PC) en Colombia calculado como la media de los periodos 1975-1980, 1981-1985, 1986-1990, 1991-1995 y 1996-2000. El cuadro 1 revela que el IDB PC en Bogotá es más del doble que el promedio nacional, proporción que se mantuvo estable durante el periodo 1975-2000. Si nos enfocamos en la brecha entre el ingreso de Bogotá y del departamento más pobre de Colombia, Choco, las cifras del cuadro 1 muestran que el IDB PC de Bogotá es más de ocho veces el de Choco, con una tendencia lenta a cerrar esta brecha. Asimismo, la distribución espacial del IDB PC en Colombia muestra un gradiente centro-periferia fuerte (véase la gráfica 1), en el que los departamentos más pobres, Caquetá, Cauca, Cesar, Córdoba, Choco, Nariño, Norte de Santander, Magdalena y Sucre, están predominantemente ubicados en la periferia geográfica,<sup>3</sup> mientras que los departamentos más ricos se localizan cerca de la capital colombiana, Bogotá.<sup>4</sup> Otra característica importante relacionada con la ubicación de los departamentos que puede apreciarse en la gráfica 1 se asocia con los cinco departamentos más alejados (Atlántico, Bolívar, Cesar, Magdalena y La Guajira). Estos departamentos ubicados por encima de la línea de regresión actúan como valores atípicos en la línea de regresión debido a que no siguen la pauta general de estar lejos de Bogotá

<sup>2</sup> Otros artículos que tratan las disparidades regionales del ingreso en Colombia son Meisel (1993), Mora y Salazar (1994), Birchenall y Murcia (1996), Rocha y Vivas (1998), Bonet y Meisel (1999), Barón y Meisel (2003), Barón (2004) y Bonet y Meisel (2006).

<sup>3</sup> De acuerdo con Meisel (2007), el 51% de la población que tiene necesidades básicas insatisfechas (NBI) y el 62% de las personas analfabetas viven en la periferia costera.

<sup>4</sup> Barranquilla, la capital del departamento del Atlántico constituye una excepción, ya que en la muestra de 24 departamentos (sin tomar en cuenta los nuevos departamentos) se ubica entre las ciudades más ricas y su distancia de Bogotá (749 km) la coloca como una de las ciudades más alejadas de la capital.

CUADRO 1. *Ingreso departamental bruto per capita (IDB PC)*

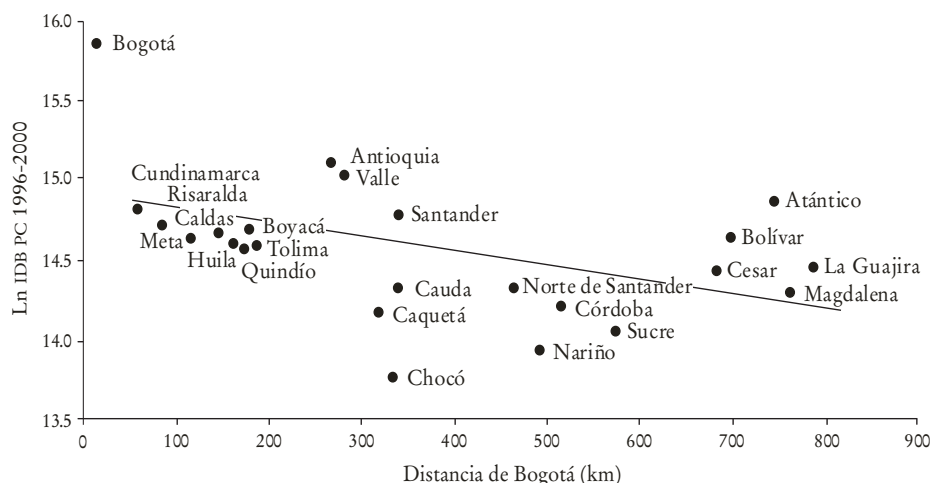
<i>Departamento</i>	<i>1975-1980</i>	<i>1981-1985</i>	<i>1986-1990</i>	<i>1991-1995</i>	<i>1996-2000</i>
Antioquia	39 237	126 148	454 078	1 545 592	3 626 780
Atlántico	39 158	134 177	436 388	1 355 559	2 913 580
Bogotá	77 983	255 225	896 778	3 177 581	7 847 582
Bolívar	27 387	87 113	296 440	967 827	2 267 587
Boyacá	26 125	82 592	270 908	953 614	2 212 812
Caldas	28 062	87 437	292 598	1 000 896	2 346 573
Caquetá	18 998	58 280	195 515	597 862	1 439 075
Cauca	18 383	61 883	201 906	755 283	1 635 055
Cesar	21 744	64 201	210 785	781 666	1 848 724
Córdoba	19 055	52 917	170 530	591 007	1 494 216
Cundinamarca	26 972	90 396	312 591	1 140 496	2 697 816
Chocó	8 516	25 151	105 204	387 554	965 927
Huila	26 121	83 150	247 202	890 494	2 170 807
La Guajira	12 808	56 582	242 267	825 042	1 892 829
Magdalena	17 861	58 532	191 984	684 531	1 618 720
Meta	28 725	89 932	310 787	987 355	2 452 051
Nariño	12 969	46 904	150 252	440 807	1 098 774
Norte de Santander	21 028	67 520	226 716	789 482	1 662 103
Quindío	31 283	103 007	337 425	1 048 494	2 148 652
Risaralda	30 297	98 301	318 364	1 079 318	2 400 146
Santander	32 086	104 426	338 456	1 114 954	2 665 781
Sucre	16 117	45 844	159 258	548 684	1 282 288
Tolima	24 652	74 382	248 581	874 924	2 239 826
Valle	42 526	138 925	463 175	1 614 317	3 392 979
Nuevos	26 048	76 506	335 348	1 058 339	2 662 488
Media del IDB PC	32 806	107 461	363 651	1 331 275	3 276 619
Media del IDB PC para Bogotá	2.38	2.38	2.47	2.39	2.40
IDB PC más bajo	8 516	25 151	105 204	387 554	965 927
IDB PC más bajo para Bogotá	9.16	10.15	8.52	8.20	8.12

FUENTE: Elaboración propia con base en datos del CEGA.

y tener bajos ingresos. De hecho, si excluimos estos departamentos de la muestra, la línea de regresión se torna más pronunciada, lo cual mejora el ajuste de la línea de regresión de 0.17 (muestra completa de los departamentos) a 0.46 (muestra restringida), es decir, un aumento de aproximadamente 170%.<sup>5</sup> Un análisis pormenorizado realizado por Bonet y Meisel (2006) que calcula un Kernel para el IDB PC colombiano en el periodo 1975-2000 muestra una clara polarización de la distribución del ingreso. Los resultados de

<sup>5</sup> Agradecemos a uno de los dictaminadores de EL TRIMESTRE ECONÓMICO habernos señalado este hecho.

GRÁFICA 1. *Ingreso departamental bruto per capita (1996-2000)  
y distancia respecto a Bogotá*



Bonet y Meisel (2006) concluyen que, mientras que Bogotá se aleja cada vez más de la media del ingreso nacional, por otra parte, existe una tendencia en el resto de los departamentos colombianos a acercarse a ella.

Este análisis preliminar concuerda con los resultados de Bonet y Meisel (2006). En la bibliografía del crecimiento económico, Barro y Sala-i-Martin (1991, 1995) muestran que las diferencias en las tasas de ahorro, las tasas de inversión, los niveles de capital humano, etc., son factores clave que afectan la convergencia en los ingresos entre países y regiones. La bibliografía del desarrollo económico sugiere que la dotación de factores naturales con la que cuentan las distintas ubicaciones geográficas (*first nature geography*) (es decir, el acceso a vías acuáticas, puertos, hidrocarburos, condiciones climáticas) podría ejercer un efecto importante en la determinación de los ingresos (véase Hall y Jones, 1999). A principios del decenio de los noventa comenzó una nueva rama de la economía espacial, conocida como nueva geografía económica (NGE),<sup>6</sup> con los innovadores trabajos de Krugman (1991a y 1991b). En esta nueva línea de investigación en la que los elementos fundamentales son los rendimientos crecientes a escala en la empresa, los costos de transporte y la competencia imperfecta resalta el papel de la llamada distancia a los mercados de consumo y distancia a los proveedores

<sup>6</sup> A nivel teórico, los libros de texto de Fujita, Krugman y Venables (1999), Brakman *et al* (2001), Fujita y Thisse (2002) y Baldwin *et al* (2003) acerca de la nueva geografía económica son excelentes.

de insumos (*second nature geography*) a diferencia de la distancia más cercana (*first nature geography*)<sup>7</sup> como una manera de explicar las diferencias en los niveles de ingresos entre regiones o países. La nueva geografía económica ha desatado un sinnúmero de aportaciones teóricas.<sup>8</sup> El primer intento empírico por validar las fuerzas que están en acción en los modelos de la nueva geografía económica por país fue Hanson (1998, 2005) para los Estados Unidos. Desde las aportaciones de Hanson, muchos otros estudiosos han intentado poner a prueba las predicciones de la nueva geografía económica para distintos escenarios. Para conocer una muestra de países véase Redding y Venables (2004); para las regiones de la Unión Europea, véase Breinlich (2006), Head y Mayer (2006) y López Rodríguez y Faiña (2007), entre otros, y para países individuales véase Brackman *et al* (2004), Combes y Lafourcade (2004), López Rodríguez *et al* (2011), Roos (2001) y Pires (2006), entre otros.

El objetivo principal de este artículo es contribuir a la bibliografía empírica acerca de la nueva geografía económica. En la primera parte de este artículo recurrimos a la bibliografía acerca de la nueva geografía económica como marco conceptual a fin de justificar el enfoque empírico del presente trabajo. Derivamos brevemente la ecuación estructural que se relaciona con los salarios máximos que una empresa paga en una ubicación genérica “*i*” con una suma ponderada por distancia del volumen de actividad económica de las ubicaciones circundantes, el llamado acceso a los mercados de la localidad “*i*” al estilo de la nueva geografía económica o mercado potencial al estilo más tradicional de la economía regional. A esta relación entre los salarios y el acceso a los mercados en la bibliografía de la nueva geografía económica generalmente se le conoce como la ecuación del salario nominal. Arraigar nuestro análisis en el marco de la NGE es más adecuado que hacerlo en otros modelos como los de la economía urbana o laboral, ya que el principal objetivo de este artículo es determinar si la estructura espacial de Colombia desempeña o no un papel importante en las disparidades de los ingresos regionales.

<sup>7</sup> Véase un estudio acerca de las diferencias en los ingresos en Colombia mediante el análisis del papel de la ubicación geográfica, las variables institucionales y las variables culturales en Bonet y Meisel (2006). Los resultados de Bonet y Meisel (2006) concluyen que ni las variables culturales ni las variables geográficas fueron estadísticamente significativas respecto a la explicación de las diferencias en los ingresos entre los departamentos de Colombia.

<sup>8</sup> Véase una revisión extensa de la bibliografía empírica de la estimación de la ecuación del salario nominal en modelos de la nueva geografía económica en López Rodríguez y Faiña (2008). Otras encuestas más generales de este tema están presentes en Overman, Redding y Venables (2003), Combes y Overman (2004) y Head y Mayer (2004).

El acceso a los mercados es la variable clave en el análisis para captar los efectos (si los hubiere) de la estructura espacial total de Colombia en la pauta de las disparidades del ingreso regional. En este punto es importante tener en mente que la variable acceso a los mercados está definida específicamente (y se deriva a partir del modelo) para captar la influencia de la estructura espacial en su totalidad. Los modelos de economía urbana y laboral no son idóneos para analizar la influencia de toda la estructura espacial en los gradientes de ingresos regionales. Un claro ejemplo es el concepto de la distancia económica, que tiene un claro significado teórico en los modelos de centro-periferia de la NGE con una base microeconómica robusta cimentada en su estructura analítica. Asimismo, con base en los hechos estilizados que se presentan en el análisis (acusadas disparidades regionales, gradiente centro-periferia en los ingresos), Colombia puede considerarse un caso “de manual” para explicar su estructura espacial del ingreso en términos de un modelo de centro-periferia de la nueva geografía económica. No obstante, existen características no observadas en el caso colombiano que limitan la validez externa de nuestros resultados, pero nuestros cálculos empíricos son válidos internamente.

En la segunda parte del artículo estimamos la ecuación del salario nominal a fin de verificar el punto hasta el que el acceso a los mercados calculado para los distintos departamentos de Colombia es una variable clave en la explicación de las diferencias observadas en el ingreso departamental bruto durante el periodo 1975-2000. Para nuestra estimación empleamos datos de un informe reciente preparado por el CEGA<sup>9</sup> para los 24 departamentos colombianos que abarca el periodo 1975-2000. Los resultados de nuestra estimación demuestran ser robustos respecto a las predicciones teóricas de los modelos de centro-periferia de la nueva geografía económica que muestran que la distancia a los mercados de consumo y la distancia a los proveedores de insumos desempeña un papel importante en la explicación de las disparidades del IDB *per capita* entre departamentos colombianos. De hecho, incluso cuando incluimos indicadores departamentales para controlar por factores de la ubicación geográfica, nuestros coeficientes del efecto causal del acceso a los mercados en los salarios son robustos y significativos económica y estadísticamente.

Asimismo, nuestro análisis arroja nueva luz sobre el proceso de polari-

<sup>9</sup> CEGA (2006), “Ingreso, Consumo y Ahorro en los Departamentos de Colombia: 1975-2000”, vol. 2, Sistema Simplificado de Cuentas Departamentales, Bogotá.

zación observado entre Bogotá y el resto de los departamentos de Colombia al señalar el papel decisivo que desempeña el acceso a los mercados, al evitar que se reduzcan disparidades del ingreso entre departamentos y, por consiguiente, como penalización derivada del proceso de convergencia en los ingresos.

El artículo está organizado como sigue: en la sección I presentamos el marco teórico. La sección II trata las especificaciones econométricas, la base de datos y las variables empleadas en nuestro análisis. La sección III presenta los resultados y los debates acerca de nuestras estimaciones econométricas y por último se presenta las conclusiones.

## I. LA NUEVA GEOGRAFÍA ECONÓMICA Y EL ACCESO A LOS MERCADOS: MARCO TEÓRICO

El marco teórico es una versión reducida de un modelo estándar de la nueva geografía económica (una versión multirregional de Krugman, 1991b). Consideramos un entorno regional compuesto de  $R$  ubicaciones y nos enfocamos en el análisis del sector manufacturero. En este sector, las empresas producen un gran número de variedades de un bien diferenciado homogéneo ( $D$ ) con rendimientos crecientes a escala y competencia monopolística. Las empresas se enfrentan a costos de transporte en forma de iceberg; para recibir una unidad del bien diferenciado en la ubicación  $j$  desde la ubicación  $i$ , deben embarcarse  $T_{i,j} > 1$  unidades desde  $i$ , por lo que  $T_{i,j} - 1$  mide la fracción del bien que se “derrite” en el traslado de  $i$  a  $j$ . El sector manufacturero puede producir el bien diferenciado en distintas ubicaciones.

Respecto a la demanda, la demanda final en la ubicación  $j$  puede obtenerse por medio de la maximización de la utilidad de la función de utilidad CES correspondiente:

$$\text{Máx}_{m_{i,j}(z)} D_j = \left[ \sum_{i=1}^R \int_0^{n_i} m_{i,j}(z)^{\sigma-1/\sigma} dz \right]^{\sigma/\sigma-1} \quad \text{s.t.} \quad \sum_{i=1}^R n_i x_{ij}^D p_{ij} = E_j \quad (1)$$

en la que  $D_j$  representa el consumo del bien diferenciado en la ubicación  $j$ .  $D$  es un agregado de variedades industriales en las que  $m_{i,j}(z)$  representa el consumo de cada variedad disponible,  $z$ , en la ubicación  $j$  y producida en la ubicación  $i$ , mientras que  $n_i$  es el número de variedades producidas en la ubicación  $i$ .  $\sigma$  denota la elasticidad de sustitución entre las variedades del bien diferenciado, en que  $\sigma > 1$ ,  $p_{ij}$  ( $p_{ij} = p_i T_{ij}$ ), es el precio de las variedades pro-

ducidas en la ubicación  $i$  y vendidas en  $j$ , mientras que  $E_j$  representa el ingreso total en la ubicación  $j$ . La solución al problema del consumidor da la demanda final en la ubicación  $j$  para cada variedad producida en la ubicación  $i$ .

$$x_{ij}^D = p_{ij}^{-\sigma} \left[ \sum_{n=1}^R n_n p_{nj}^{1-\sigma} \right]^{-1} Y_j \quad (2)$$

Si definimos un índice de precios para los bienes diferenciados<sup>i</sup> como

$$P_j \equiv \left[ \sum_{n=1}^R n_n p_{nj}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

la demanda final en la ubicación  $j$  puede escribirse como  $x_{ij}^{consD} = p_{ij}^{-\sigma} P_j^{\sigma-1} E_j$ . Sin embargo, para que  $x_{ij}^{consD}$  unidades de consumo lleguen a la ubicación  $j$ , deben embarcarse  $T_{i,j} x_{ij}^{consD}$ . Así que la demanda efectiva a la que se enfrenta una empresa en la ubicación  $i$  proveniente de un consumidor localizado en la ubicación  $j$  está dada por:

$$x_{ij}^D = T_{ij} p_{ij}^{-\sigma} P_j^{\sigma-1} E_j = p_i^{-\sigma} T_{ij}^{1-\sigma} P_j^{\sigma-1} E_j \quad (3)$$

Respecto a la oferta, una empresa común en la ubicación  $i$  maximiza la siguiente función de utilidad:

$$\Pi_i = \sum_{j=1}^R \frac{p_{ij} x_{ij}^D}{T_{i,j}} - w_i^D (F + c x_i^D) \quad (4)$$

La tecnología en los rendimientos crecientes a escala del sector manufacturero está dada por la función lineal de costos tradicional:  $l_{Dij} = F + c x_{ij}^D$ , en la que  $l_{Dij}$  representa los trabajadores industriales empleados en la producción de una variedad en la ubicación  $i$  y vendida en la ubicación  $j$ ,  $F$  denota un costo fijo de producción,  $c$  es el costo variable unitario y  $x_{ij}^D$  denota la cantidad del bien diferenciado demandada en la ubicación  $j$  y producida en la ubicación  $i$  ( $x_i^D \equiv \sum_j x_{ij}^D$  representa la cantidad total producida por la empresa en la ubicación  $i$  y vendida en las distintas  $j$  ubicaciones) y  $w_i^D$  es el salario nominal que se les paga a los trabajadores en la ubicación  $i$ . Las condiciones de primer orden para la maximización de las utilidades arrojan el resultado estándar de que los precios se fijan con un margen de ganancia  $\sigma/(\sigma-1)$  respecto a los costos marginales. A este precio, las utilidades serán



$$\Pi_i = (w_i^D) \left[ \frac{cx_i^D}{\sigma - 1} - F \right]$$

La libre entrada garantiza que en el largo plazo las empresas cubran sus gastos, lo que implica que

$$x_i^D = \bar{x} = \frac{F(\sigma - 1)}{c}$$

El precio que se necesita para vender esta cantidad de producción es

$$P_i^\sigma = \frac{1}{\bar{x}} \sum_{j=1}^R E_j P_j^{\sigma-1} T_{i,j}^{1-\sigma}$$

Si combinamos esta expresión con el hecho de que en equilibrio los precios son un margen de ganancia sobre los costos marginales, puede obtenerse la siguiente condición de utilidad 0:

$$w_i^D = \left( \frac{\sigma - 1}{\sigma c} \right) \left[ \frac{1}{\bar{x}} \sum_{j=1}^R E_j P_j^{\sigma-1} T_{i,j}^{1-\sigma} \right]^{1/\sigma} \quad (5)$$

Esta ecuación es la llamada ecuación del salario nominal en la bibliografía de la nueva geografía económica. La ecuación (5) muestra que el salario nominal en la ubicación  $i$  depende de una suma ponderada del poder adquisitivo de las ubicaciones circundantes en las que el esquema ponderado es una función de distancia que disminuye a medida que aumenta la distancia entre  $i$  y  $j$ . Si normalizamos la producción al elegir nuestras unidades de tal manera que  $c = (\sigma - 1)/\sigma$ , establecemos el requisito fijo de insumos como  $F = 1/\sigma$  y definimos el acceso a los mercados en la ubicación  $i$  como

$$MA_i = \sum_{j=1}^R E_j P_j^{\sigma-1} T_{i,j}^{1-\sigma}$$

podemos reescribir la ecuación del salario nominal como:

$$w_i^D = [MA_i]^{1/\sigma} \quad (6)$$

Lo que denota esta ecuación es que las empresas localizadas en ubicaciones que tienen buen acceso a los mercados grandes (alto acceso a los mercados) tenderán a remunerar a sus factores de producción locales (trabajadores) con mejores salarios debido a los ahorros que obtienen en los costos de transporte.

## II. ESPECIFICACIÓN ECONOMETRICA

Si tomamos los logaritmos de la expresión (6), la estimación de la ecuación del salario nominal se basa en la siguiente expresión:

$$\log(w_i) = \theta + \sigma^{-1} \log[MA_i] + \eta_i \quad (7)$$

en la que  $\eta_i$  representa el término de error y las demás variables como se definen en la sección anterior. Esta ecuación relaciona los salarios nominales de la ubicación  $i$  con el IDB de las ubicaciones circundantes, ponderados por distancia y precios. De acuerdo con las predicciones teóricas del modelo, entre más altos sean los precios y el IDB en las ubicaciones circundantes y menor sea la distancia entre las distintas ubicaciones, mayor será el salario local. Esta especificación capta la noción de una estructura salarial espacial y nos permite determinar si existe una relación directa entre los salarios nominales en una ubicación en particular y su acceso a los mercados. Esto también constituye una condición importante para entender la dinámica de aglomeración.

Sin embargo, la ecuación (7) es una especificación restringida para analizar los efectos del acceso a los mercados en los salarios nominales. La razón es que al correr esta regresión bivariada no tenemos la certeza de que la relación sea una relación de causalidad o que sencillamente capte correlaciones con variables omitidas, tales como la infraestructura, el capital humano, la innovación, etc. A fin de hacer frente a estos problemas y controlar por la existencia de otros choques que pudieran estar afectando la variable dependiente y que se correlacionen con el acceso a los mercados, también estimamos otra especificación que explícitamente toma en cuenta las consideraciones mencionadas líneas arriba. La estimación de la ecuación del salario nominal extendida toma la siguiente forma:

$$\ln w_i = \theta + \sigma^{-1} \ln MA_i + \sum_{n=1}^N \gamma_n X_{i,n} + \eta_i \quad (8)$$

en la que  $X_{in}$  es un vector de variables de control y  $\gamma_{in}$  denota el coeficiente correspondiente.

Nuestras estimaciones empíricas de la ecuación del salario nominal [ecuaciones (7) y (8)] emplean como principal variable explicativa el acceso a los mercados, que de hecho ya capta las interacciones entre unidades transversales en términos de alguna medida de distancia entre ellas (en nuestro caso, kilómetros entre las ciudades capitales de cada departamento). Por ende, también nos enfrentamos al objetivo principal de los métodos básicos de la econometría espacial. En los modelos de econometría espacial las interacciones se modelan explícitamente por medio de la definición de una matriz de ponderaciones espaciales. Cuando las ponderaciones son distancias inversas<sup>10</sup> (como sucede en el caso de nuestro artículo), el representar el tamaño del mercado valiéndose del producto departamental bruto o el ingreso departamental bruto (en nuestro caso), lleva al hecho de que el acceso a los mercados es un rezago espacial no estandarizado del mercado interno de los departamentos. Por consiguiente, nuestras estimaciones captan la dependencia espacial entre los departamentos de Colombia.

### 1. *Fuentes de datos y variables*

La mayoría de los datos para nuestro estudio provienen de los cálculos preparados por una organización privada colombiana, el CEGA.<sup>11</sup> En 2006 el CEGA dio a conocer un informe en el que por primera vez se construyó para Colombia una serie del ingreso, el consumo y el ahorro para las 25 divisiones territoriales: 24 departamentos más Bogotá. Hasta 1991 Colombia tuvo lo que se conocía como intendencias y comisarías que se transformaron en departamentos con la nueva Constitución aprobada. Empleando el término nuevos departamentos, el CEGA recaba información económica acerca de las regiones del Amazonas, Arauca, Guainía, Guaviare, Vaupés, Vichada, Casanare, Putumayo y San Andrés. La minería influye bastante en el producto departamental bruto de estas regiones, particularmente en el caso de Arauca y Casanare.

Como variable sustituta de los salarios empleamos datos del ingreso de-

<sup>10</sup> La variable acceso a los mercados se construye mediante distancias inversas.

<sup>11</sup> La metodología y la base de datos de este artículo se publicó en CEGA, "Ingreso, consumo y ahorro en los departamentos de Colombia: 1975-2000", vol. 2, Sistema Simplificado de Cuentas Departamentales, Bogotá, 2006.

partamental bruto de 1985, 1990, 1995 y 2000 que calculó el CEGA. Las ventajas de emplear esta variable como sustituto de la variable dependiente del producto departamental bruto *per capita* son varias: en primer lugar, el ingreso departamental bruto *per capita* nos da una mejor aproximación de los salarios pagados dentro de un departamento que el producto departamental bruto *per capita* y no caemos en el común problema de sobreestimación que surge cuando las personas tienen que desplazarse para ir a trabajar o cuando existen factores extranjeros en la producción. A pesar de que el producto interno bruto capta mejor el valor agregado que generan los factores de la producción en una región, el ingreso interno bruto capta mejor lo que queda para remunerar a los factores de la producción internos de una región al también tomar en cuenta las transferencias fiscales hacia las distintas regiones. En segundo lugar, debido a que estamos corriendo regresiones para distintos periodos, una buena propiedad de la metodología del cálculo de las distintas variables es la constancia de la serie completa. Los datos del ingreso departamental bruto calculados por el CEGA<sup>12</sup> cumplen con esta propiedad.

Asimismo, si bien el empleo de este tipo de variables como sustituto de los salarios ha sido muy socorrido en la estimación de la ecuación del salario nominal en el contexto de la nueva geografía económica (véase Breinlich, 2006; Redding y Venables, 2004; López Rodríguez *et al*, 2011), puede adolecer de problemas de comercialización con la variable “real” derivada en el modelo y podría potencialmente requerir otro tipo de modelo.<sup>13</sup> El resumen estadístico de las variables de este estudio se presenta en el cuadro 2. La media del ingreso interno bruto para el periodo de análisis es de 724 542 pesos *per capita*, lo cual equivale aproximadamente a 400 dólares.<sup>14</sup> Su logaritmo tiene una media de 12 284.

Respecto al acceso a los mercados, la medida basada en la teoría que se deriva del modelo no puede emplearse tal cual por dos razones: *i*) no existen los datos acerca de los flujos del comercio interregional necesarios para calcular esta medida, y *ii*) no hay datos acerca de los precios regionales. Por tanto, debido a esta limitación inherente a la disponibilidad de los datos, empleamos la fórmula de Harris (1954) para calcular el acceso a los merca-

<sup>12</sup> El Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia (DANE) publica series del producto departamental bruto pero cambió el método de cálculo, lo cual dificulta la comparación entre las series del producto departamental bruto a lo largo de los años.

<sup>13</sup> Agradecemos a uno de los dictaminadores por habernos señalado este problema.

<sup>14</sup> Con base en un tipo de cambio de 1 dólar = COP 1 780.

CUADRO 2. *Resumen estadístico*

<i>Variable</i>	<i>Media</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Observaciones</i>
A. <i>Ingreso departamental bruto (log. var. dep.)</i> 1975-2000 FUENTE: CEGA	12.284	1.753	624
B. <i>Variables de acceso a los mercados</i> Acceso a los mercados basado en el producto departamental bruto (log) 1975-2000 FUENTE: CEGA	10.689	1.898	624
Acceso a los mercados basado en el Ingreso Departamental bruto (log) 1975-2000 FUENTE: CEGA	10.622	1.923	624
C. <i>Variables de control</i> 1985-2000 FUENTE: CEDE	-0.618	0.348	384
Capital físico (km de caminos pavimentados divididos por área departamental, log) 1995 FUENTE: CEDE	-0.498	1.278	384

dos.<sup>15</sup> Construimos dos medidas distintas del acceso a los mercados para los años de nuestras estimaciones. El acceso a los mercados de una ubicación  $i$ , según la expresión del modelo, es una suma de la distancia ponderada del volumen de actividad económica de las ubicaciones circundantes. A fin de sustituir el volumen de actividad económica, empleamos tanto el producto departamental bruto como el ingreso departamental bruto expresados en unidades corrientes (dólares). En cuanto al factor de descuento de la distancia en el cálculo del acceso a los mercados, debe tomarse en cuenta que los “nuevos departamentos” de Colombia son en su mayoría regiones aisladas a las que sólo se puede llegar por aire o por mar. Así que para evitar sesgos en nuestros cálculos del acceso a los mercados, se eliminaron los nuevos departamentos de nuestra muestra.

En cuanto a este problema, hay varios motivos que nos llevaron a excluir-

<sup>15</sup> Los resultados no se distorsionan por esta adaptación. Los trabajos internacionales empleando tanto la medida basada en la teoría como otra fórmula de acceso a los mercados de Harris arrojan resultados muy similares (véase Redding y Venables, 2004). Véase otros estudios acerca del análisis regional que han empleado medidas de acceso a los mercados similares a la nuestra en Niebuhr (2004) y Hanson (2005).

los. Primero, el principal motivo se basa en su ubicación ultraperiférica, que implicaría una enorme distorsión en el cálculo de los índices de acceso a los mercados para nuestro conjunto de ubicaciones. Muchos artículos de la bibliografía empírica acerca de la NGE que trabajan con la estimación de la ecuación del salario nominal solucionan este problema mediante la eliminación de las ubicaciones más remotas (véase, por ejemplo, Breinlich, 2006, y López Rodríguez y Faiña, 2007). Asimismo, la inclusión de este conjunto de ubicaciones significaría que los cálculos del acceso a los mercados se realizaría de una manera no robusta, ya que todas las medidas de la distancia incluidas en el artículo son distancias en carreteras expresadas en kilómetros y la inclusión de este conjunto de ubicaciones implicaría la falta de accesibilidad por carretera (sólo son accesibles por aire o por mar) y, por ende, los tiempos de traslado serían muy diferentes. Por último, la contribución al PIB nacional de este conjunto de ubicaciones es bastante limitada y, por consiguiente, su exclusión no debería distorsionar nuestros resultados principales.<sup>16</sup>

Se realizan cálculos para los 24 departamentos restantes, en donde el factor de descuento de la distancia se mide en kilómetros entre las ciudades capitales de cada departamento. La distancia interna en cada departamento se calcula en proporción a la raíz cuadrada del área del departamento. La expresión que empleamos para calcularla es

$$0.66 \sqrt{\frac{\text{Área}}{\pi}}$$

en la que “Área” representa el tamaño del departamento en km<sup>2</sup>. Esta expresión nos da la distancia promedio entre dos puntos en una ubicación circular<sup>17</sup> (véase en Head y Mayer, 2000; Nitsch 2000, y Crozet 2004 un debate de esta distancia interna). Los cálculos se llevaron a cabo mediante un sistema de información geográfica y la información cartográfica se obtuvo por medio del Instituto Geográfico Agustín Codazzi.

La diferencia en la media del logaritmo de las dos variables de acceso a los mercados es de tan sólo de 1%. La media de la variable de acceso a los

<sup>16</sup> Sin embargo, el incluir los llamados nuevos departamentos supondría un desafío al enfoque clásico en el que siempre se supone que las regiones están bien intercomunicadas.

<sup>17</sup> Otros autores que emplean medidas similares para calcular las distancias internas promedio en la estimación de la ecuación del salario nominal en distintos escenarios geográficos son Breinlich (2006), Head y Mayer (2006) y Redding y Venables (2004), por mencionar algunos.

mercados calculada con base en el producto departamental bruto es de 10 689 y la media de la variable de acceso a los mercados calculada con base en el ingreso departamental bruto es de 10 622.

Como variables de control decidimos agregar las variables que pudieran estar afectando los salarios nominales con nuestra medida del acceso a los mercados. Como controles empleamos el acervo de capital humano medido como porcentaje de la población en cada departamento que cuenta con estudios de educación media. Esta variable también puede entenderse como un indicador de la calidad del capital humano. Redding y Schott (2003) plantearon los fundamentos teóricos para la relación entre el acceso a los mercados y los estudios. Demostraron que los lugares que tienen un alto acceso a los mercados ofrecen incentivos a largo plazo para la acumulación de capital humano al aumentar la plusvalía de la mano de obra calificada. Existen estudios empíricos realizados a nivel internacional y en Europa que confirman esta relación (véase López Rodríguez *et al*, 2007, y Redding y Schott, 2003).

El porcentaje medio de la población que cuenta con estudios de educación media es 0.56 y la media de su logaritmo es -0.618. Hay una variación considerable en esta variable: el valor mínimo es de 0.17 (valor de 1991 registrado en Nariño, un departamento fronterizo con Ecuador) y el valor máximo es de 0.96 (valor registrado en Bogotá durante varios años), mientras que la variación estándar de este indicador del capital humano es de 0.17. El número de observaciones que corresponden a esta variable, capital humano, es 384 debido a que sólo está disponible a partir de 1985.

También empleamos el acervo de capital físico como variable de control, ya que está altamente correlacionado con el acceso a los mercados. El capital físico se mide como el número de kilómetros de carretera que hay en cada departamento ponderado por el área del departamento. De esta manera tenemos una medida correcta de la densidad de la red vial de cada departamento y evitamos la cifra errónea que se asocia con un cálculo simple del capital físico basado únicamente en el número de kilómetros.<sup>18</sup> Entonces, si suponemos que una parte importante de las ventajas de la centralidad se deriva de la acumulación de incentivos, una manera sencilla de probar la importancia del acceso a los mercados en la determinación del ingreso de los departamentos colombianos es mediante la inclusión del capital físico y el capital humano como regresores adicionales en nuestras estimaciones.

<sup>18</sup> Una medida similar del capital físico se empleó en Breinlich (2006).

En promedio, cada departamento colombiano tiene 126 km de carreteras. Al dividir el número de kilómetros que hay en cada departamento entre el área del departamento y tomar el logaritmo, se obtiene una media de -0.498 y una desviación estándar de 1 278.

### III. RESULTADOS EMPÍRICOS

#### 1. Regresiones transversales: Estimaciones de referencia

El cuadro 3 presenta los resultados de la ecuación (7) del salario nominal, para cuatro periodos: 1985, 1990, 1995 y 2000. El acceso a los mercados se calculó con base en el producto departamental bruto. La columna (1) del cuadro muestra que, para el año 1985, si el acceso a los mercados aumenta 1%, el ingreso departamental bruto aumenta 0.63% en promedio. Las estimaciones que aparecen en las columnas (2), (3) y (4) son similares y estadísticamente significativas a todos los niveles estándar.

Los resultados presentados en el cuadro 3 nos permitieron concluir que, al menos en el caso de Colombia durante estos cuatro periodos, los ingresos y precios más altos y las menores distancias entre los lugares se asocian con salarios locales superiores. Estos resultados coinciden con el modelo descrito líneas arriba.

El cuadro 4 presenta los resultados de la estimación de la ecuación (7),

CUADRO 3. *Ingreso departamental bruto per capita como función del acceso a los mercados basado en el producto departamental bruto*<sup>a</sup>

(Regresiones transversales)

	1985 (1)	1990 (2)	1995 (3)	2000 (4)
Constante	5.33 (2.21)**	5.79 (2.38)**	6.22 (2.67)**	6.20 (2.67)**
Acceso a los mercados basado en el producto departamental bruto (log)	0.63 (0.22)**	0.62 (0.20)**	0.62 (0.21)**	0.63 (0.20)**
<i>N</i>	24	24	24	24
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.27	0.28	0.27	0.29

<sup>a</sup> El error estándar robusto a la heteroscedasticidad aparece entre paréntesis

\* Denota una significación estadística a 10 por ciento.

\*\* Denota una significación estadística a 5 por ciento.

\*\*\* Denota una significación estadística a 1 por ciento.



CUADRO 4. *Ingreso departamental bruto per capita como función del acceso a los mercados basado en el ingreso departamental bruto<sup>a</sup>*

(Regresiones transversales)

	1985 (1)	1990 (2)	1995 (3)	2000 (4)
Constante	5.61 (1.45)**	6.48 (1.70)**	6.48 (1.70)**	7.51 (1.87)**
Acceso a los mercados basado en el ingreso departamental bruto (log)	0.60 (0.15)**	0.56 (0.15)**	0.55 (0.16)**	0.54 (0.14)**
<i>N</i>	24	24	24	24
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.27	0.28	0.26	0.29

<sup>a</sup> El error estándar robusto a la heteroscedasticidad aparece entre paréntesis

\* Denota una significación estadística a 10 por ciento.

\*\* Denota una significación estadística a 5 por ciento.

\*\*\* Denota una significación estadística a 1 por ciento.

pero en esta ocasión calculamos el acceso a los mercados con base en el ingreso departamental bruto. De acuerdo con la columna (1) del cuadro 4, un aumento de 1% en el acceso a los mercados se asocia con un aumento promedio de 0.60% en el ingreso departamental bruto *per capita*. El coeficiente estimado parece disminuir paulatinamente con el tiempo: la columna (2) muestra un coeficiente de 0.56% para 1990; en la columna (3) el coeficiente para 1995 es de 0.55% y, por último, el coeficiente estimado para el año 2000, presentado en la columna (4), es de 0.54 por ciento.

Una posible explicación para este fenómeno es que los departamentos que tienen menor acceso a los mercados aumentaron su ingreso departamental bruto *per capita* sistemáticamente durante el periodo 1985-2000. Sin embargo, es posible que esta comparación no tome en cuenta la posibilidad de que también haya cambiado el acceso a los mercados durante esos años. Por tanto, un análisis más rico agregaría todas las observaciones de 1975 a 2000, para evitar el efecto de confusión de la relación que existe entre el acceso a los mercados y el ingreso departamental bruto por una parte, y un movimiento unilateral en el acceso a los mercados por la otra. Estos resultados se presentan en el cuadro 4.

Hemos estimado la ecuación (8) nuevamente sin incluir los departamentos de Atlántico, Bolívar, Cesar, Magdalena y La Guajira, y los coeficientes aún son significativos cuando los cinco departamentos más alejados se excluyen de la muestra. Los resultados se presentan en los cuadros A1 y A2 del apéndice.

## 2. Mínimos cuadrados ordinarios

La columna (1) del cuadro 5 muestra que si el acceso a mercados, calculado con base en el producto departamental bruto, aumenta 1%, el ingreso departamental bruto *per capita* aumenta 0.90% por persona en promedio. La estimación puntual que se obtiene con ambas variables, el producto departamental bruto y el ingreso departamental bruto son muy similares, como se muestra en las columnas (1) y (2) del cuadro 5.

CUADRO 5. *Ingreso departamental bruto per capita como función del acceso a los mercados basado en el ingreso departamental bruto y el producto departamental bruto<sup>a</sup>*

(Regresiones de MCO agrupados)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	2.64 (0.094)**	2.84 (0.098)**	3.52 (0.50)**	3.82 (0.53)**
Acceso a los mercados basado en el producto departamental bruto (log)	0.90 (0.08)**		0.84 (0.032)**	
Acceso a los mercados basado en el ingreso departamental bruto (log)		0.88 (0.008)**		0.82 (0.034)**
Caminos (log)			0.11 (0.083)	0.11 (0.082)
Estudios de educación media (log)			0.18 (0.19)	0.20 (0.20)
<i>N</i>	624	624	384	384
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.95	0.95	0.90	0.90

<sup>a</sup> Los errores estándar agrupados a nivel departamento aparecen entre paréntesis

\* Denota una significación estadística a 10 por ciento.

\*\* Denota una significación estadística a 5 por ciento.

\*\*\* Denota una significación estadística a 1 por ciento.

Las columnas (3) y (4) del cuadro 5 presentan estimaciones obtenidas de la estimación de la ecuación (13). En otras palabras, se agregan las variables de control que posiblemente estén influyendo tanto en el acceso a los mercados como en los salarios nominales. Entre las variables de control que se incluyen aquí para estimar la ecuación (13) se encuentran variables sustitutas del capital humano y del capital físico. En particular, incluimos el porcentaje de la población que cuenta con estudios de educación media en el departamento como variable sustituta del capital humano y los kilómetros de caminos pavimentados que tiene el departamento divididos entre el área del departamento.

Estas variables de control son importantes para identificar el efecto que tiene el acceso a los mercados en el ingreso departamental bruto *per capita* y evitar factores de confusión que pudieran influir tanto en el acceso a los mercados como en el ingreso departamental bruto *per capita*, como son la educación y la infraestructura. Aunque la infraestructura se midió en 1995, la medida de estudios de educación media varía cada año. Sin embargo, es posible que el acervo de infraestructura física varíe muy poco de un año a otro.

Incluso si se agregan las variables de control, la relación entre el acceso a los mercados y los salarios nominales es robusta y las estimaciones puntuales aún son muy similares a los coeficientes que se estimaron líneas arriba. Por ejemplo, la columna (3) del cuadro 5 indica que si el acceso a los mercados basado en el ingreso departamental bruto aumenta 1%, los salarios nominales aumentan 0.84% en promedio, cuando se mantienen constantes el capital humano y el capital físico. En otras palabras, la inclusión de estas dos variables de control hizo que el coeficiente del acceso a los mercados disminuyera en sólo 6 puntos porcentuales.

Por último, la columna (4) del cuadro 5 muestra que si la variable de acceso a los mercados, medida con base en el ingreso departamental bruto, cambia 1%, el ingreso departamental bruto *per capita* cambia 0.82% en promedio cuando se mantienen constantes el capital humano y el capital físico. Además, el coeficiente del acceso a los mercados es estadísticamente significativo a todos los niveles estándar. Asimismo, volvimos a estimar la ecuación (8) sin incluir los departamentos de Atlántico, Bolívar, Cesar, Magdalena y La Guajira, y los coeficientes aún son significativos cuando los cinco departamentos más alejados se excluyen de la muestra. Los resultados se presentan en el cuadro A3 del apéndice.

### 3. *Variables instrumentales*

Una inquietud que surge en la estimación del efecto que tiene el acceso a los mercados en los salarios es que, incluso cuando se controla por el capital físico y humano, hay una tercera variable que explica las variaciones tanto en el acceso a los mercados como en los salarios. Para tratar esta inquietud usamos variables instrumentales. Estas variables necesitan generar una variación en el ingreso departamental bruto únicamente mediante su efecto en el acceso a los mercados. Tomando en cuenta las premisas y de conformidad con otros estudios realizados en cuestiones económicas espaciales vincu-

ladas con la naturaleza de esta investigación (véase Breinlich, 2006; López Rodríguez *et al*, 2007, y Redding y Venables, 2004), en este artículo empleamos variables geográficas como instrumentos. Estos son los candidatos más adecuados para dicha estimación y son determinantes exógenos del acceso a los mercados. Inicialmente, se nos ocurrieron dos variables geográficas para el acceso a los mercados: la distancia de Bogotá y el tamaño de los departamentos. El primer instrumento capta las ventajas del acceso a los mercados de los lugares ubicados cerca del centro geográfico de Colombia, mientras que el segundo instrumento capta la ventaja de los departamentos grandes en la computación del acceso a los mercados. Estos instrumentos necesitan pasar dos pruebas: la restricción de la “primera etapa”, que confirma si la variación en el instrumento está correlacionada con la variación en la variable endógena —en este caso, el acceso a los mercados—, y la restricción de exclusión, algo que no se puede confirmar empíricamente. Sin embargo, creemos que sólo la distancia de Bogotá afecta los salarios nominales exclusivamente por medio del efecto que tienen en el acceso a los mercados.

Formalmente, podemos representar la estimación por MCO en dos etapas que vamos a emplear de la siguiente manera:

$$\ln \hat{MA}_i = \theta + \beta Z_i + \sum_{n=1}^N \gamma_n X_{i,n} + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$\ln w_i = \theta + \sigma^{-1} \ln \hat{MA}_i + \sum_{n=1}^N \gamma_n X_{i,n} + \eta_i \quad (10)$$

en las que  $MA$  es el regresor endógeno en el resultado  $\ln w$  y  $Z$  denota el instrumento que vamos a usar. De esta manera podemos representar las restricciones mencionadas líneas arriba: *i*) restricción en la primera etapa:  $\beta \neq 0$ , y *ii*) restricción de exclusión:  $\text{cov}(Z_i, \eta_i) = 0$ .

El cuadro 6 presenta los resultados del modelo de regresión transversal para el año 2000 usando las dos variables instrumentales descritas líneas arriba. Decidimos estimar un modelo de variables instrumentales transversales en lugar de un modelo basado en datos de panel, porque los dos posibles instrumentos —área del departamento y distancia de Bogotá— son variables que no varían en el tiempo.

Las columnas (1) y (3) presentan los resultados cuando se emplea el área del departamento como instrumento. La columna (1) presenta las estimacio-

CUADRO 6. *Ingreso departamental bruto per capita como función del acceso a los mercados basado en el ingreso departamental bruto y el producto departamental bruto<sup>a</sup>*

(Regresiones transversales, 2000)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-28.54 (64.34)	7.86 (3.223)**	-14.14 (35.69)	8.88 (2.75)**
Acceso a los mercados basado en el producto departamental bruto (log)	3.19 (4.68)	0.54 (0.239)**		
Acceso a los mercados basado en el ingreso departamental bruto (log)			2.15 (2.603)	0.47 (0.033)**
Caminos (log)	0.01 (0.234)	0.07 (0.084)	0.05 (0.167)	0.08 (0.035)
Estudios de educación media (log)	-1.32 (4.51)	1.05 (0.51)**	-0.43 (2.759)	1.11 (0.51)**
N	24	24	24	24
Primera etapa (estadístico t)	0.68	-3.16***	0.82	-3.29***

<sup>a</sup> El error estándar robusto a la heteroscedasticidad aparece entre paréntesis.

\* Denota una significación estadística a 10 por ciento.

\*\* Denota una significación estadística a 5 por ciento.

\*\*\* Denota una significación estadística a 1 por ciento.

nes que se obtienen de la estimación del modelo que incluye la variable de acceso a los mercados medida con base en el producto departamental bruto. Sin embargo, este instrumento no cumple con la restricción de la primera etapa y las estimaciones no son estadísticamente significativas. Se obtienen los mismos resultados si la variable de acceso a los mercados se mide con base en el ingreso departamental bruto y estos se presentan en la columna (3).

Las columnas (2) y (4) presentan los resultados cuando se emplea como instrumento la distancia de Bogotá. La columna (2) muestra que si la variable del acceso a los mercados, medido con base en el ingreso departamental bruto, cambia en 1%, el ingreso departamental bruto *per capita* cambia 0.54% en promedio, cuando se mantienen constantes el capital humano y el capital físico. En este caso, este instrumento cumple con la restricción de la primera etapa, lo que significa que la variable endógena (el acceso a los mercados) y el instrumento (la distancia a Bogotá) están correlacionados. Además, el coeficiente del acceso a los mercados es estadísticamente significativo a todos los niveles estándar. Asimismo, la columna (4) muestra que si la variable del acceso a los mercados se mide con base en el ingreso departamental bruto, éste cambia en 1%, el cambio en el ingreso departa-

mental bruto *per capita* es de 0.47% en promedio, cuando el capital humano y físico se mantienen constantes. Asimismo, nuevamente se puede apreciar que el instrumento cumple con la restricción de la primera etapa y que las estimaciones son estadísticamente significativas. Además, esos coeficientes son muy similares a los que se estimaron en la subsección 1 y caen dentro de su rango de una desviación estándar.

Sin embargo, además de la restricción de la primera etapa, tenemos que confirmar si los instrumentos cumplen con la restricción de exclusión. No es fácil poner a prueba esta restricción e implica reconocer si el instrumento genera una variación en el ingreso departamental bruto únicamente mediante el efecto que tiene en el acceso a los mercados. Creemos que la distancia a la ciudad capital de Colombia determina la situación económica de los departamentos por medio del acceso a los mercados. Sin embargo, se puede argumentar que el área del departamento desempeña un papel directo en la determinación de su actividad económica y, por ende, de los salarios nominales, mediante la disponibilidad de recursos físicos, por ejemplo.

Debido a que el área del departamento no cumple con la restricción de la primera etapa ni la restricción de exclusión, se concluye que ésta no constituye un instrumento tan adecuado para el acceso a los mercados como lo es la distancia a Bogotá. Por consiguiente, conservamos los resultados de las columnas (2) y (4).

#### 4. *Estimaciones de Arellano-Bond*

En esta subsección estimamos un modelo basado en datos de panel del que tomamos en cuenta el hecho de que pudiera haber variables no observadas y que no varíen en el tiempo, inherentes a cada departamento, y que pudieran estar relacionadas con los salarios nominales y el acceso a los mercados. Existe un enorme acervo bibliográfico que trata la relación entre las instituciones y el desarrollo económico (Buchanan y Tullock, 1962; North y Tomás, 1973; North, 1991, 1990), y en particular, que trata sobre la relación entre las instituciones y el crecimiento urbano (DeLong y Shleifer, 1993).

Además de las instituciones, que son difíciles de medir y podrían ser una fuente de endogeneidad, podría haber otras variables no observadas por departamento, que podrían estar correlacionadas con los salarios nominales y el acceso a los mercados. Otra fuente importante de variación que es pertinente eliminar para identificar el efecto causal que tiene el acceso a los

mercados en los salarios nominales es la variación temporal, es decir, los choques temporales o el ciclo económico.

Aparte de los efectos del departamento y los efectos fijos en el tiempo, agregamos a la ecuación de estimación el valor rezagado del salario, ya que los salarios siguen un proceso AR(1) (Ashenfelter y Card, 1982). En Colombia en particular se ha documentado la rigidez del crecimiento de los salarios, la cual se explica con base en muchos factores. Entre ellos se encuentra el hecho de que el salario mínimo, que es el que recibe el 60% de los trabajadores formales de Colombia, se negocia con base en el pronóstico de inflación (Mondragón Vélez *et al*, 2011), que a su vez depende de la variación en los precios del año anterior. También existen estudios microeconómicos que muestran que las empresas colombianas se comportan según lo pronosticado por la teoría de los salarios de eficiencia y no reducen los salarios, incluso durante las recesiones (Iregui *et al*, 2009).

Conforme a estas consideraciones, la ecuación de estimación es la siguiente:

$$\ln w_{it} = \theta w_{it-1} + \sigma^{-1} \ln MA_{it} + \sum_{t=1975}^{2000} \beta_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

en la que  $w$  y  $MA$  se definen como se hizo líneas arriba.  $\beta$  es el parámetro de tiempo y  $\eta_i$  es el parámetro “de perturbación”, o el término no observado, que incluye los factores institucionales y otros componentes de error que son exclusivos de cada departamento. A  $\eta_i$  se le conoce en la bibliografía como el “efecto fijo”. Al momento de estimar la ecuación (11), también permitimos que los errores estén correlacionados por departamento.

En la ecuación (11) el valor rezagado del salario nominal del lado derecho de la ecuación se correlaciona mecánicamente con  $\varepsilon_{is}$  para  $s < t$ . En consecuencia, la estimación de los efectos fijos estándar no es congruente con los paneles que tienen una dimensión temporal corta (Wooldridge, 2002). Arellano y Bond (1991) elaboraron un estimador del método generalizado de los momentos (MGM) en primeras diferencias que usa  $\ln w_{it-2}$  y rezagos adicionales de las variables dependientes como instrumentos, dado que no están correlacionados con  $\Delta \varepsilon_{it}$  en el supuesto de que no existe ninguna correlación en serie adicional en  $\varepsilon_{it}$ . Al mismo tiempo, la primera diferenciación elimina el efecto fijo.

El cuadro 7 presenta los resultados de la estimación de la ecuación (11). Dado que nuestro objetivo es identificar el efecto causal que tiene el acceso a los mercados en el ingreso departamental, en todas las especificaciones tratamos el acceso a los mercados como una variable endógena. Con el mismo

CUADRO 7. *Estimaciones de Arellano-Bond del ingreso departamental bruto per capita como función del acceso a los mercados<sup>a</sup>*

	(1)	(2)	(3)	(4)
Acceso a los mercados basado en el producto departamental bruto (log)	0.81 (0.059)**	0.50 (0.19)**		
Acceso a los mercados basado en el ingreso departamental bruto (log)			0.68 (0.20)**	0.90 (0.27)**
Ingreso departamental bruto rezagado (log)	0.55 (0.12)**	0.65 (0.07)**	0.71 (0.06)**	0.59 (0.07)**
Estudios de educación media rezagados (log)		0.026 (0.01)**		0.034 (0.017)**
Efecto fijo del tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí
Efecto fijo del departamento	Sí	Sí	Sí	Sí
<i>Fcalc</i> bajo la $H_0$ de que todos los efectos fijos en el tiempo equivalen a cero (valor $p$ )	0.000	0.000	0.000	0.000
Hansen	1.000	1.000	1.000	1.000
AR(1)	0.005	0.014	0.009	0.019
AR(2)	0.304	0.388	0.306	0.360
<i>N</i>	576	360	576	360

<sup>a</sup> Los errores estándar robustos aparecen entre paréntesis debajo de las estimaciones de los coeficientes. Los valores registrados para las pruebas de Hansen son los valores  $p$  en la hipótesis nula de la validez de los instrumentos. Los valores de AR(2) presentados son los valores  $p$  para las perturbaciones autocorrelacionadas de segundo orden en las ecuaciones en primeras diferencias. Los instrumentos empleados son los rezagos del ingreso departamental bruto y los rezagos de la variable de estudios de educación media: ingreso departamental bruto <sub>$t-2$</sub> , ingreso departamental bruto <sub>$t-3$</sub> ... ingreso departamental bruto<sub>1975</sub>, acceso a los mercados <sub>$t-2$</sub> , acceso a los mercados <sub>$t-3$</sub> ... acceso a los mercados<sub>1975</sub> y estudios de educación media <sub>$t-2$</sub> , estudios de educación media <sub>$t-3$</sub> ... estudios de educación media<sub>1975</sub> para las ecuaciones (2) y (4)

\* Denota una significación estadística a 1 por ciento.

\*\* Denota una significación estadística a 5 por ciento.

\*\*\* Denota una significación estadística a 10 por ciento.

objetivo en mente, controlamos por el rezago de los estudios de educación media en cada departamento. La variable está rezagada para romper cualquier causalidad inversa entre la educación y el ingreso por departamento [véase las columnas (2) y (4)]. El tamaño de la muestra disminuye a 576 observaciones en las columnas (1) y (3) dadas la construcción de los rezagos y la diferenciación de la variable dependiente, y luego a 360 observaciones en las columnas (2) y (4) debido a la reducción en el tamaño de la muestra por la disponibilidad de datos en los estudios de educación media.



Según la columna (1), en la que incluimos como variables explicativas el valor rezagado del ingreso bruto y el indicador del acceso a los mercados con base en el producto del departamento, el coeficiente de *MA* es 0.81. Esto significa que si se considera la variación intradepartamental, el ingreso departamental bruto *per capita* aumenta 0.81% cuando el acceso a los mercados aumenta 1%. El coeficiente es estadísticamente significativo a todos los niveles estándar.

En la columna (2) se repitió el ejercicio anterior pero también se incluyó la variable de estudios de educación media como control (en logaritmos). Estos resultados indican que cuando se mantiene constante la matriculación en estudios de educación media entre los departamentos en Colombia entre las distintas tendencias temporales, aumentar el acceso a los mercados 1% implica un aumento en los salarios nominales de 0.50%. A pesar de que el coeficiente del acceso a los mercados disminuye, éste aún es significativo a todos los niveles.

Las columnas (3) y (4) repiten el mismo ejercicio que las columnas (1) y (2), pero en esta ocasión, en lugar del producto empleamos el ingreso para generar la variable de acceso a los mercados. Los resultados coinciden con las siguientes secciones: aumentar el acceso a los mercados 1% mejora el ingreso departamental bruto *per capita* en un margen estadística y económicamente significativo de entre 0.68 y 0.90 por ciento.

En todas las columnas del (1) al (4) es posible rechazar la hipótesis nula de que todos los efectos fijos en el tiempo equivalen a 0. La prueba de Hansen de restricciones de sobreidentificación no rechaza el conjunto de instrumentos. La prueba de AR(1) indica que la especificación de AR(1) es la correcta, mientras que la prueba de AR(2), la cual también se registra en la parte inferior de las columnas, indica que no existe ninguna correlación en serie, uno de los supuestos clave en la identificación.

Por último, también volvimos a estimar la ecuación (11) sin incluir los departamentos de Atlántico, Bolívar, Cesar, Magdalena y La Guajira, y los coeficientes aún son significativos cuando los cinco departamentos más alejados se excluyen de la muestra. Los resultados se presentan en el cuadro A4 del apéndice.

#### COMENTARIOS FINALES Y CONCLUSIONES

Los resultados del presente trabajo demuestran que el acceso a los mercados se asocia positivamente con los salarios nominales en los departamentos

colombianos durante el periodo 1975-2000. Por tanto, la geografía económica desempeña un papel fundamental en la explicación del crecimiento del ingreso bruto *per capita*. Con base en nuestras estimaciones, se puede concluir que un aumento en el acceso a los mercados de 1% se asocia con una mejora de entre 0.40 y 0.90% en los salarios nominales, dependiendo de los supuestos. Además, la variación en el acceso a los mercados da cuenta de una tercera parte de la variación espacial en los salarios nominales en los departamentos colombianos. Por otra parte, es posible afirmar que esta relación es robusta a distintos tipos de especificaciones econométricas. Por tanto, los departamentos que tienen mayor acceso a los mercados grandes pueden remunerar mejor a sus factores y, por consiguiente, pagar salarios más altos.

Sin embargo, es cierto que la geografía económica quizá no sea la única causa para explicar por qué los departamentos ubicados en la periferia no han convergido con los departamentos centrales en términos de resultados económicos. La trayectoria, las decisiones políticas y la falta de una auténtica política estatal también deberían explicar el deficiente desempeño económico de estas regiones (Meisel, 2007). Creemos que existen muchas opciones para investigaciones futuras. Las líneas más interesantes para los estudios empíricos en el futuro habrán de considerar:

- i) Otras hipótesis que puedan competir en la explicación de la estructura espacial de los salarios observada en Colombia. En este sentido, el reciente debate convergente en la interacción de las teorías de las externalidades de capital humano y las teorías de primas salariales urbanas que sugieren Halfdanarson, Heuermann y Südekun (2008) parece ser una empresa meritoria.<sup>19</sup>
- ii) Muy recientemente, la colección de microdatos confiables de las características particulares de los trabajadores de algunos países ha permitido la realización de estudios econométricos muy finos para estimar el efecto que tienen distintas capacidades en las disparidades salariales espaciales que existen.

Mediante el uso de microdatos de Francia, Combes *et al* (2008) muestran que la clasificación espacial por capacidades es muy importante para explicar las disparidades espaciales en los salarios. En España, Puga y De

<sup>19</sup> Damos las gracias a uno de los dictaminadores anónimos de EL TRIMESTRE ECONÓMICO por habernos señalado estas posibilidades de líneas de investigación futura.

la Roca (2010) emplearon una base de microdatos (tomada de los registros de Seguridad Social de España, que realiza un seguimiento en el tiempo de los lugares de trabajo y los salarios de una extensa muestra de individuos) para analizar los efectos dinámicos que el hecho de trabajar en ciudades densamente pobladas tiene en los salarios. Una vez que este tipo de microdatos esté disponible para más países (entre ellos, Colombia)<sup>20</sup> será muy interesante ampliar el enfoque geográfico de este tipo de estudios y poner a prueba la solidez de los estudios mencionados líneas arriba.

### AGRADECIMIENTOS

Los autores desean expresar su agradecimiento al editor y director de la revista, Fausto Hernández, por sus alentadoras palabras durante la revisión del artículo y a los dictaminadores anónimos de la revista por las sugerencias que nos hicieron, mismas que mejoraron considerablemente la calidad de este artículo. Los autores desean reconocer el invaluable apoyo de Jaime Bonet y Adolfo Meisel del Banco de la República en Bogotá, Colombia, al habernos proporcionado el principal conjunto de datos utilizado en este trabajo. Agradecemos también al Instituto Geográfico Agustín Codazzi de Colombia por habernos proporcionado los datos necesarios para que pudiéramos calcular las variables geográficas y a Antonio Fraga por sus cálculos de las distancias. El primer autor desea agradecer a los profesores de Harvard, Pol Antras y Nathan Nunn por su invitación y el apoyo que le brindaron para que pudiera realizar su investigación en el Departamento de Economía de Harvard durante el año escolar 2007-2008 y en 2012 y agradece profundamente el apoyo económico del Ministerio de Educación y Ciencia de España (PR2007-0347), el Ministerio de Ciencia e Innovación de España mediante la beca ECO2011-28632 y el Real Colegio Complutense en Harvard. La segunda autora quisiera agradecer a la Universidad de Harvard, el Banco Mundial y al International Peace Scholarship Fund el apoyo económico que le brindaron para que pudiera continuar sus estudios de posgrado en la Escuela de Gobierno John F. Kennedy. Se aplica el descargo de responsabilidad habitual.

Una versión de este trabajo se publicó anteriormente como documento de trabajo número 433/2008 de la colección de documentos de trabajo de la Fundación de las Cajas de Ahorros (Funcas). Las opiniones, puntos de vista y posturas expresadas por los autores son de carácter personal y no forzosamente reflejan los de la Comisión Europea.

<sup>20</sup> Le agradecemos a uno de los dictaminadores de EL TRIMESTRE ECONÓMICO por habernos señalado las limitaciones de usar datos acumulados o datos macro.

## APÉNDICE

CUADRO A1. *Ingreso departamental bruto per capita como función del acceso a los mercados basado en el producto departamental bruto<sup>a</sup>*

(Regresiones transversales)

	1985 (1)	1990 (2)	1995 (3)	2000 (4)
Constante	3.64 (1.74)*	3.93 (2.01)*	3.56 (2.41)	4.20 (1.79)**
Acceso a los mercados basado en el producto departamental bruto (log)	0.78 (0.17)***	0.78 (0.17)***	0.82 (0.19)***	0.74 (0.18)***
N	19	19	19	19
R <sup>2</sup>	0.31	0.33	0.35	0.29

<sup>a</sup> El error estándar robusto a la heteroscedasticidad aparece entre paréntesis.

\* Denota una significación estadística a 10 por ciento. \*\* Denota una significación estadística a 5 por ciento. \*\*\* Denota una significación estadística a 1 por ciento.

CUADRO A2. *Ingreso departamental bruto per capita como función del acceso a los mercados basado en el ingreso departamental bruto<sup>a</sup>*

(Regresiones transversales)

	1985 (1)	1990 (2)	1995 (3)	2000 (4)
Constante	4.20 (1.79)**	4.89 (1.95)**	4.78 (2.34)*	5.59 (2.20)**
Acceso a los mercados basado en el ingreso departamental bruto (log)	0.74 (0.18)***	0.70 (0.17)***	0.73 (0.18)***	0.68 (0.16)***
N	19	19	19	19
R <sup>2</sup>	0.29	0.31	0.32	0.32

<sup>a</sup> El error estándar robusto a la heteroscedasticidad aparece entre paréntesis.

\* Denota una significación estadística a 10 por ciento. \*\* Denota una significación estadística a 5 por ciento. \*\*\* Denota una significación estadística a 1 por ciento.

CUADRO A3. *Ingreso departamental bruto per capita como función del acceso a los mercados basado en el ingreso departamental bruto y el producto departamental bruto<sup>a</sup>*

(Regresiones de MCO agrupados)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	2.56 (0.11)***	2.75 (0.12)***	3.39 (0.64)***	3.71 (0.68)***
Acceso a los mercados basado en el producto departamental bruto (log)	0.90 (0.08)***		0.85 (0.04)***	
Acceso a los mercados basado en el ingreso departamental bruto (log)		0.89 (0.009)***		0.82 (0.043)***

CUADRO A3 (conclusión)

Caminos (log)			0.09 (0.10)	0.09 (0.101)
Estudios de educación media (log)			0.27 (0.28)	0.28 (0.29)
<i>N</i>	494	494	304	304
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.95	0.94	0.90	0.90

<sup>a</sup> El error estándar agrupado a nivel departamento aparece entre paréntesis

\* Denota una significación estadística a 10 por ciento. \*\* Denota una significación estadística a 5 por ciento. \*\*\* Denota una significación estadística a 1 por ciento.

CUADRO A4. Estimaciones de Arellano-Bond del ingreso departamental bruto per capita como función del acceso a los mercados<sup>a</sup>

	(1)	(2)	(3)	(4)
Acceso a los mercados basado en el producto departamental bruto (log)	0.59 (0.17)***	0.71 (0.20)***		
Acceso a los mercados basado en el ingreso departamental bruto (log)			0.66 (0.23)***	0.85 (0.32)***
Ingreso departamental bruto rezagado (log)	0.76 (0.074)***	0.70 (0.054)***	0.73 (0.07)***	0.67 (0.05)***
Estudios de educación media rezagados (log)		0.033 (0.021)		0.029 (0.019)
Efecto fijo del tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí
Efecto fijo del departamento	Sí	Sí	Sí	Sí
<i>F</i> <sub>calc</sub> bajo la <i>H</i> <sub>0</sub> de que todos los efectos fijos en el tiempo son iguales a cero (valor <i>p</i> )	0.000	0.000	0.000	0.000
Hansen	1.000	1.000	1.000	1.000
AR(1)	0.001	0.001	0.001	0.001
AR(2)	0.658	0.733	0.651	0.702
<i>N</i>	456	285	456	285

<sup>a</sup> Los errores estándar robustos se indican entre paréntesis debajo de los coeficientes estimados. Los valores presentados para las pruebas de Hansen son las variables *p* en la hipótesis nula de la validez del instrumento. Los valores registrados para AR(2) son los valores *p* para las distorsiones autocorrelacionadas de segundo orden en las ecuaciones de primeras diferencias. Los instrumentos empleados son los rezagos del ingreso departamental bruto y los rezagos de la variable “estudios de educación media”: ingreso departamental bruto<sub>*t*-2</sub>, ingreso departamental bruto<sub>*t*-3</sub>... ingreso departamental bruto<sub>1975</sub>, acceso a los mercados<sub>*t*-2</sub>, acceso a los mercados<sub>*t*-3</sub>... acceso a los mercados<sub>1975</sub> y estudios de educación media<sub>*t*-2</sub>, estudios de educación media<sub>*t*-3</sub>, ... estudios de educación media<sub>1975</sub> para las ecuaciones (2) y (4). El índice de precios industriales en la ubicación *j* mide los costos mínimos de adquirir una unidad del índice compuesto de bienes manufacturados *D*, por lo que puede interpretarse como una función de gastos.

\* Denota una significación estadística a 10 por ciento. \*\* Denota una significación estadística a 5 por ciento. \*\*\* Denota una significación estadística a 1 por ciento.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arellano, M., y S. R. Bond (1991), "Some Specification Tests for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-298.
- Ashenfelter, O., y D. Card (1982), "Time Series Representations of Economic Variables and Alternative Models of the Labour Market", *The Review of Economic Studies*, Special Issue on Unemployment, 49, pp. 761-781.
- Baldwin, R. E., R. Forslid, P. Martin, G. I. P. Ottaviano y F. Robert-Nicoud (2003), *Economic Geography and Public Policy*, Princeton, Nueva Jersey, Princeton University Press.
- Barón, J. D. (2004), "¿Qué sucedió con las disparidades económicas regionales en Colombia entre 1980 y el 2000?", A. Meisel (comp.), *Macroeconomía y regiones en Colombia*, Cartagena, Banco de la República.
- \_\_\_\_\_, y A. Meisel (2003), "La descentralización y las disparidades económicas regionales en Colombia en la década de 1990", Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 36, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Banco de la República, Cartagena.
- Barro, J., y X. Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*, Nueva York, McGraw-Hill.
- \_\_\_\_\_, y \_\_\_\_\_ (1991), "Convergence Across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 107-58
- Birchenall, J., y G. Murcia (1996), "Convergencia regional: Una revisión del caso colombiano", *Desarrollo y Sociedad*, 40, pp. 273-308.
- Bonet, J., y A. Meisel (1999), "La convergencia regional en Colombia: Una visión de largo plazo, 1926-1995", *Coyuntura Económica*, 29(1), pp. 69-106.
- \_\_\_\_\_, y \_\_\_\_\_ (2006), "El legado colonial como determinante del ingreso *per capita* departamental en Colombia", Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 75, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Cartagena, Banco de la República.
- Brakman, S., H. Garretsen y C. van Marrewijk (2001), *An Introduction to Geographical Economics*, Cambridge University Press.
- \_\_\_\_\_, y \_\_\_\_\_ y M. Schramm (2004), "The Spatial Distribution of wages and Employment: Estimating the Helpman-Hanson model for Germany", *Journal of Regional Science*, 44, pp. 437-466.
- Breinlich, H. (2006), "The Spatial Income Structure in the European Union - What Role for Economic Geography?", *Journal of Economic Geography*, 6, pp. 593-617
- Buchanan, J., y Gordon Tullock (1962), *The Calculus of Consent*, Michigan University Press.
- CEGA (2006), "Ingreso, consumo y ahorro en los departamentos de Colombia, 1975-2000", vol. 2, *Sistema Simplificado de Cuentas Departamentales*, Bogotá.

- Combes, P-P., y H. G. Overman (2004), "The Spatial Distribution of Economic Activities in the European Union", J. V. Henderson y J. F. Thisse (comps.), *Handbook of Urban and Regional Economics*, vol. 4.
- \_\_\_\_\_, y M. Lafourcade (2004), "Competition, Market Access and Economic geography: Structural estimations and predictions for France", artículo inédito disponible en <http://www.enpc.fr/ceras/combes/>.
- DeLong, J. B., y A. Shleifer (1993), "Princes and Merchants: City Growth before the Industrial Revolution", *Journal of Law and Economics*, 36 (2), pp. 671-702.
- Fujita, M., P. Krugman y A. Venables (1999), *The Spatial Economy*, Cambridge, MIT Press.
- \_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_ y \_\_\_\_\_ (1999), *The Spatial Economy*, Cambridge, MIT Press.
- \_\_\_\_\_, y J-F. Thisse (2002), *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location and Regional Growth*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Halfdanarson, D., D. F. Heuermann y J. Südekum (2008), "Human Capital Externalities and the Urban Wage Premium: Two Literatures and their Interrelations", Documento del IZA, núm. 3493.
- Hall, R. E., y C. I. Jones (1999), "Why do some Countries Produce so much more Output per Worker than Others?", *Quarterly Journal of Economics* 114, pp. 83-116.
- Hanson, G. (1998), "Market Potential, Increasing Returns and Geographic concentration", Documento de Trabajo de la NBER, núm. 6429.
- \_\_\_\_\_, (2005), "Market Potential, Increasing Returns and Geographic Concentration", *Journal of International Economics*, 67, pp. 1-24.
- Harris, C. (1954), "The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States", *Annals of the Association of American Geographers*, 64, pp. 315-348.
- Head, K., y T. Mayer (2004), "The Empirics of Agglomeration and Trade", V. Henderson y J. F. Thisse (comps.), *Handbook of Urban and Regional Economics*, vol. 4, cap. 59.
- \_\_\_\_\_, y \_\_\_\_\_ (2006), "Regional Wage and Employment Responses to Market Potential in the EU", *Regional Science and Urban Economics*, 36, pp. 573-594.
- Iregui, A. M., L. A. Melo y M. T. Ramírez (2009), "Formación e incrementos de salarios en Colombia: Un estudio microeconómico a partir de una encuesta a nivel de firma", *Borradores de Economía*, núm. 582, Banco de la República, Bogotá.
- Krugman, P. (1991a), *Geography and Trade*, Cambridge, MIT Press.
- \_\_\_\_\_, (1991b), "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 99, pp. 483-499.
- López Rodríguez J., A. Faiña y J. López Rodríguez (2007), "Human Capital Accumulation and Geography: Empirical Evidence from the European Union", *Regional Studies*, 42, pp. 217-234.
- \_\_\_\_\_, y \_\_\_\_\_ (2007), "Regional Wage Disparities in the European Union: What Role for Market Access", *Investigaciones Regionales*, 11, pp. 5-23.

- López Rodríguez J., y A. Faiña (2008), "Aglomeración espacial, potencial de mercado y geografía económica: Una revisión de la literatura", Documento de Trabajo de Funcas, núm. 388.
- \_\_\_\_\_, y M. C. Acevedo Villalobos (2008), "Potencial de mercado y estructura espacial de calarios: El caso de Colombia", Documento de Trabajo de FUNCASUNCAS, núm. 433.
- Meisel, A. (1993), "¿Polarización o convergencia? A propósito de Cárdenas, Pontón y Trujillo", *Coyuntura Económica*, 23(2), pp. 153-160.
- \_\_\_\_\_, (2007), "¿Por qué se necesita una política económica regional en Colombia?", Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 100, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Cartagena, Banco de la República.
- \_\_\_\_\_, y J. Romero Prieto (2007), "Igualdad de oportunidades para todas las regiones", Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 83, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Cartagena, Banco de la República.
- Mondragón Vélez, C., X. Peña y D. Wills (2011), "Rigideces laborales y salarios en los sectores formal e informal en Colombia", Documento CEDE, núm. 52, Bogotá, Universidad de los Andes.
- Mora, J., y B. Salazar (1994), "Fábula y trama en el relato de la convergencia", *Boletín Socioeconómico*, 27, CIDSE-Universidad del Valle.
- Neary, P. (2001), "Of Hype and Hyperbolas: Introducing the New Economic Geography", *Journal of Economic Literature*, 39, pp. 536-561.
- Niebuhr, A. (2004), "Market Access and Regional Disparities: New Economic Geography in Europe", Documento de Trabajo del HWWA, núm. 269, Hamburgo, Alemania.
- North, D. C. (1981), *Structure and Change in Economic History*, Nueva York, Norton and Co.
- \_\_\_\_\_, (1990), *Institutions, Institutional Change, and Economic Performance*, Cambridge, Cambridge University Press.
- \_\_\_\_\_, y R. P. Thomas (1973), *The Rise of the Western World: A New Economic History*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Ottaviano, G. (2002), "National Borders and International Trade: Evidence from the European Union", *Canadian Journal of Economics*, 22, pp. 1091-105
- Overman, H. G., S. Redding y A. J. Venables (2003), "The Economic Geography of Trade, Production and Income: A Survey of Empirics", E. Kwan-Choi y J. Harrigan (comps.), *Handbook of International Trade*, Basil Blackwell, Oxford, pp. 353-387.
- Pires, A. J. G. (2006), "Estimating Krugman's Economic Geography Model for Spanish Regions", *Spanish Economic Review*, 8, pp. 83-112.
- Redding, S., y A. J. Venables (2001), "Economic Geography and International Inequality", Documento de Trabajo del CEP, núm. 495, London School of Economics.
- \_\_\_\_\_, y \_\_\_\_\_ (2004), "Economic Geography and International Inequality", *Journal of International Economics*, 62, (1), pp. 53-82.



- Rocha, R., y A. Vivas (1998), "Crecimiento regional en Colombia: ¿Persiste la disparidad?", *Revista de Economía del Rosario*, 1(1), pp. 67-108.
- Roos, M. (2001), "Wages and Market Potential in Germany", *Jahrbuch fur Regionalwissen-schaft*, 21, pp. 171-195.
- Samuelson, P. (1952), "The Transfer Problem and Transport Costs: The Terms of Trade when Impediments Are Absent", *Economic Journal*, 62, pp. 278-304.
- Spence, M. (1976), "Product Selection, Fixed Costs and Monopolistic Competition", *Review of Economic Studies*, 43, pp. 217-235.