

López Rodríguez, Jesús; Márquez, Miguel A.; Faíña, Andrés  
¿HASTA QUÉ PUNTO LA PERIFERICIDAD ECONÓMICA ES RESPONSABLE DE LAS  
DIFERENCIAS EN EL PIB PER CAPITA ENTRE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS?  
El Trimestre Económico, vol. LXXVIII(3), núm. 311, julio-septiembre, 2011, pp. 583-611

Fondo de Cultura Económica  
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340968004>

## ¿HASTA QUÉ PUNTO LA PERIFICIDAD ECONÓMICA ES RESPONSABLE DE LAS DIFERENCIAS EN EL PIB *PER CAPITA* ENTRE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS?\*

*Jesús López Rodríguez, Miguel A. Márquez  
y Andrés Faíña\*\**

### RESUMEN

En este artículo se analiza la influencia de la “perificalidad económica” en la explicación de las disparidades del PIB *per capita* entre las provincias españolas. Para ello, regresamos los PIB *per capita* provinciales en función del potencial de mercado y un conjunto de variables de control, tanto por medio de MCO como mediante variables instrumentales. Los resultados de nuestras estimaciones muestran que el potencial de mercado es estadísticamente significativo y cuantitativamente importante en la explicación de la estructura espacial del ingreso observada en las provincias españolas. Nuestros resultados también muestran que hay al menos tres canales por los

\* *Palabras clave:* disparidades regionales, acceso al mercado, provincias españolas. *Clasificación JEL:* R11, R12, R13, R14, F12, F23. Artículo recibido el 17 de marzo y aceptado el 20 de octubre de 2010. [traducción del inglés de Karina Azanza y Brian McDougall]. Los autores agradecen al director de EL TRIMESTRE ECONÓMICO (Fausto Hernández Trillo) y a los dictaminadores anónimos por las sugerencias que hicieron y que mejoraron la calidad de este trabajo. Jesús López Rodríguez desea agradecer al profesor de la Universidad de Harvard, Pol Antràs, por haberle extendido una invitación a realizar una estancia de investigación en el Departamento de Economía de esa casa de estudios durante el año académico 2007-2008, lugar en donde se llevó a cabo parte del presente trabajo. Además desea reconocer el apoyo financiero que recibió del Ministerio de Educación y Ciencia de España (beca PR2007-0347) y del Real Colegio Complutense en Harvard. Por su parte, Miguel A. Márquez desea reconocer y agradecer la financiación que recibió del Ministerio de Ciencia e Innovación de España por medio del proyecto ECO2009-12506.

\*\* J. López Rodríguez y Andrés Faíña, Universidad de La Coruña y Grupo de Investigación Competencia y Desarrollo (C+D), España. M. A. Márquez, Universidad de Extremadura y Regional Economics Applications Laboratory, Universidad de Illinois en Urbana-Champaign.

cuales el acceso al mercado puede estar afectando las cifras del PIB *per capita* en España: el capital humano, el capital productivo y la magnitud de las actividades de ID.

## ABSTRACT

This paper analyses the influence of economic remoteness in the explanation of per capita GDP disparities across Spanish provinces. In order to do so, we regress provincial per capita GDP on market access and a set of control variables using OLS and IV estimates. The results of our estimations show that market access is statistically significant and quantitatively important in the explanation of the spatial income structure observed across the Spanish provinces. Our results also show that there are at least three channels through which market access might be affecting Spanish per capita GDP figures: human capital, productive capital and the size of R&D activities.

## INTRODUCCIÓN

Las actividades económicas tienden a agruparse en muchos conjuntos geográficos (Florence, 1948; Hoover, 1948; Fuchs, 1962; Enright, 1990; Ellison y Glaeser, 1996; Dumais *et al* (1997); Porter, 1998, 2000). A nivel mundial, existe la llamada dicotomía norte-sur en el que los países del TLCAN (el Tratado de Libre Comercio de América del Norte entre los Estados Unidos, Canadá y México), los países de la UE-15 y Asia Oriental dieron cuenta de 83% de PIB mundial en 2000. Asimismo, Hall y Jones (1999) observaron que las naciones de ingresos altos se agrupan en pequeños núcleos en el hemisferio norte y que la productividad *per capita* disminuye de manera constante a medida que aumenta la distancia de la región núcleo (Nueva York, Bruselas y Tokio). En una escala geográfica más reducida, la llamada “Banana Azul” de la Unión Europea<sup>1</sup> es un caso muy conocido: un área de aglomeración extensa que abarca desde el Gran Mánchester, Londres y París hasta el norte de Italia y el valle del Ruhr. Esta área representa aproximadamente el 20% de lo que fue la UE-15 pero comprende 40% de su PIB y 50% de su población (véase López Rodríguez *et al*, 2007). Por país, el caso de Île-de-France (el área metropolitana de París), que da cuenta de 2.2% del territorio nacional, 18.9% de su población y produce 30% de su PIB,

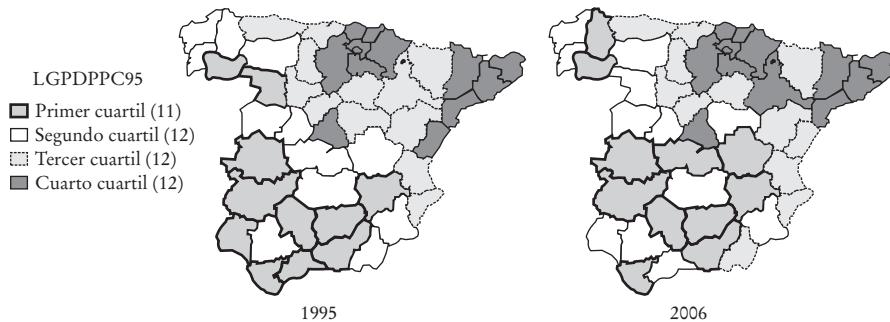
<sup>1</sup> Véase un análisis extenso de la estructura espacial de Europa, en Faíña *et al* (2001) y Faíña y López Rodríguez (2006b). Otro caso similar es el llamado “cinturón manufacturero” (*US Manufacturing Belt*) de la costa este de los Estados Unidos.

es un ejemplo claro del agrupamiento de las actividades económicas en un espacio dado.<sup>2</sup>

En el caso de España también se puede definir una estructura de “periferia-centro”. En ese país, el “centro” (el triángulo que comprende el eje País Vasco-Gerona, Gerona-Valencia y Valencia-País Vasco más la capital, Madrid) representa la cuarta parte del área total de la España peninsular, pero comprende un área en donde se concentra 50% de su población y 60% de su PIB, mientras que el resto del país podrá caracterizarse como la “periferia” española, que tiene menos actividad económica y un ingreso *per capita* muy inferior (véase Faíña y López Rodríguez, 2006a). Por ende, son varios los artículos que recientemente han presentado pruebas de la tendencia hacia una concentración geográfica de la actividad económica de España, de tal suerte que las regiones centro están dejando atrás al grupo de las regiones periféricas (Márquez y Hewings, 2003; Márquez *et al.*, 2003 y 2006).

El mapa 1 muestra la distribución del PIB *per capita* en euros y por cuantiles de las 47 provincias de la España peninsular en 1995 y 2004. A partir de este mapa y de los cálculos del cuadro 1, se puede apreciar que las disparidades en términos del PIB *per capita* entre las provincias españolas aun son muy accentuadas y que la tendencia hacia un cambio en este sentido ha sido muy limitada.

MAPA 1. PIB *per capita* provincial por cuantiles (1995 y 2004)



Si se considera la relación entre la capital de España (Madrid) y el PIB *per capita* promedio, las cifras para 2004 muestran que los ingresos de Madrid son superiores al promedio español en casi 40%. También se puede encontrar una relación similar al comparar el llamado “centro” español con la “periferia” española. Al comparar los cálculos de estas relaciones en 2004

2 Con una población de 18 millones de habitantes pero el 15% del PIB de Brasil, São Paulo es otro ejemplo de una alta concentración de actividad económica dentro de un mismo espacio.

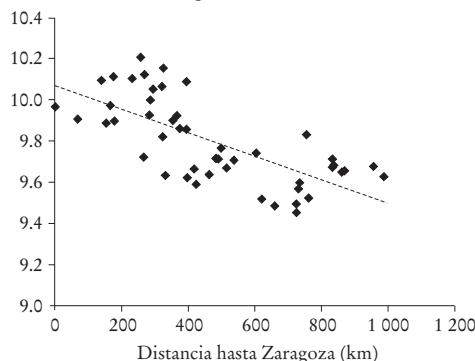
**CUADRO 1. PIB per capita por provincia**  
(Euros)

Periodo	1995	2004	Periodo	1995	2004
La Coruña	10 069	16 569	Albacete	8 634	14 671
Lugo	9 164	14 801	Ciudad Real	9 314	15 961
Orense	8 800		Cuenca	9 082	15 331
Pontevedra	9 040	15 885	Guadalajara	12 199	16 741
Asturias	10 208	16 994	Toledo	9 593	15 148
Cantabria	10 786	19 156	Badajoz	6 817	12 765
Álava	15 553	27 176	Cáceres	8 312	13 642
Guipúzcoa	14 265	24 973	Barcelona	13 966	23 276
Vizcaya	13 210	23 532	Gerona	14 682	24 094
Navarra	14 614	24 761	Lérida	13 848	24 317
La Rioja	13 255	21 370	Tarragona	15 162	24 486
Huesca	12 157	20 123	Alicante	10 342	17 472
Teruel	12 325	19 857	Castellón de la Plana	12 820	20 496
Zaragoza	12 585	21 366	Valencia	11 093	18 459
Madrid	15 204	25 818	Almería	9 566	18 565
Ávila	9 643	15 750	Cádiz	8 322	15 232
Burgos	13 445	22 153	Córdoba	8 264	13 337
León	10 153	16 603	Granada	7 964	13 704
Palencia	11 251	19 213	Huelva	8 916	15 987
Salamanca	9 715	16 619	Jaén	8 032	13 180
Segovia	11 832	19 906	Málaga	8 574	15 726
Soria	12 236	19 792	Sevilla	8 930	15 539
Valladolid	12 373	20 427	Murcia	9 506	16 481
Zamora	8 835	15 376	PIB del centro como porcentaje del PIB total	58	
PIB <i>per capita</i> promedio	10 950	18 449	Área del centro como porcentaje del área total	25	
Madrid/PIB <i>per capita</i> promedio	1.38	1.39	Pob. del centro como porcentaje de la pob. total	48	
PIB <i>per capita</i> más alto	15 553	27 176	PIB <i>per capita</i> promedio del centro/PIB <i>per capita</i> promedio de la periferia	1.39	1.39
PIB más alto/PIB <i>per capita</i> promedio	1.47	1.47			
PIB <i>per capita</i> más bajo	6 817	12 765			

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística de España (INE) y cálculos de los autores basados en datos del INE.

GRÁFICA 1. *PIB per capita y distancia hasta Zaragoza (2004)*

(Logs euros, 2004)

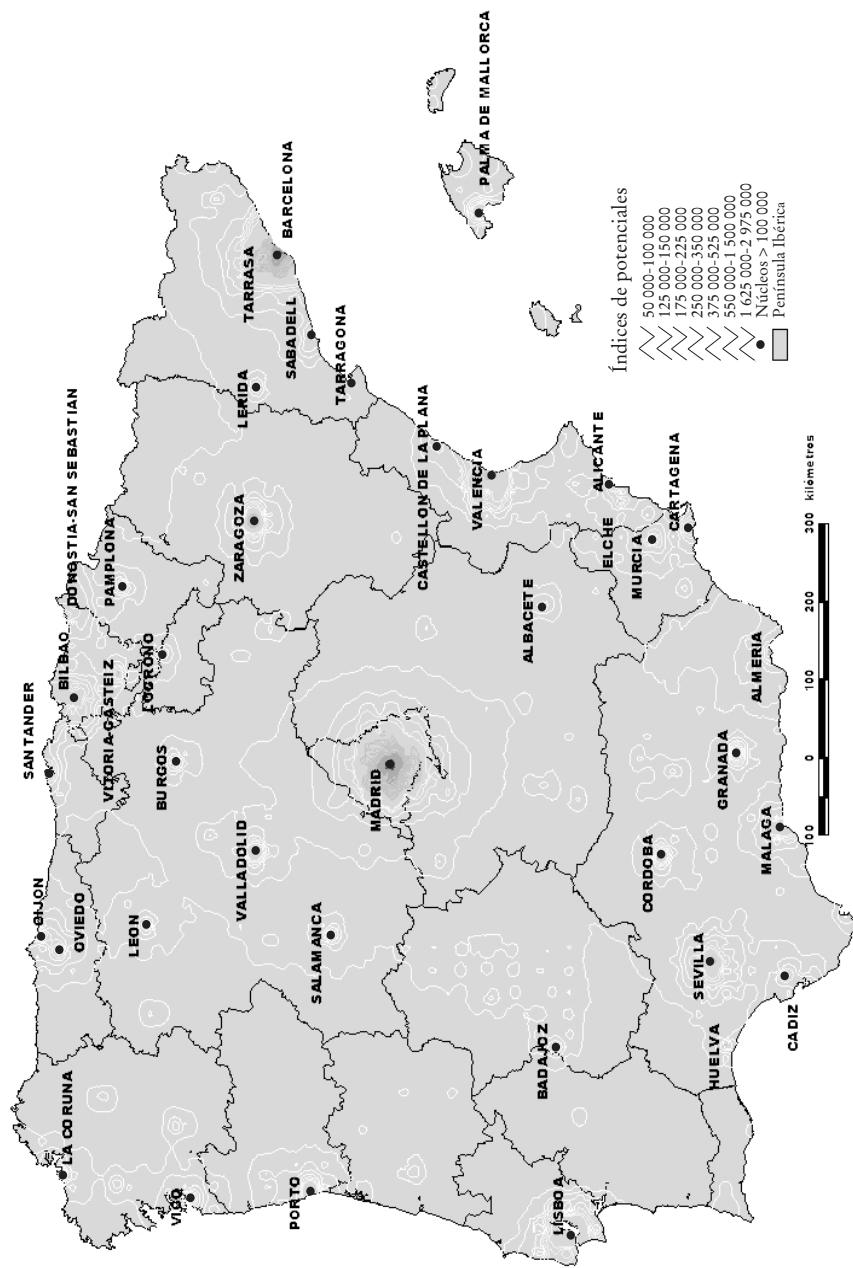


con los mismos cálculos de 1995 (véase también el mapa 1) se puede observar que las disparidades del PIB *per capita*, ya sea entre Madrid y el promedio nacional o entre el “centro” y la “periferia”, no han cambiado. Por lo contrario, hubo un pequeño aumento. Además, estas disparidades muestran un gradiente de ingresos bien definido, en el sentido de que el PIB *per capita* provincial es una función decreciente de la distancia hasta Zaragoza (valor sustituto que representa el centro geográfico del llamado “centro” español). La gráfica 1 ilustra la relación entre el PIB *per capita* provincial y la distancia hasta Zaragoza para el año 2004.

Otra manera de graficar la estructura de centro-periferia es computar los índices de potencial de mercado. El mapa 2 representa la estructura territorial de España basada en cálculos del potencial de mercado. En este mapa se observa que los valores más altos en cuanto al potencial de mercado se ubican en el extremo mediterráneo del triángulo formado por las regiones de País Vasco-Gerona-Valencia más la capital Madrid, mientras que los valores más bajos del potencial de mercado se observan en el extremo atlántico.

Existen muchas teorías para explicar la falta de convergencia entre países o regiones. Desde la perspectiva de las teorías del crecimiento, Barro y Sala-i-Martín (1991, 1995) muestran que es posible que las diferencias en las tasas de ahorro, las tasas de inversión, el capital humano, la lenta difusión de la tecnología, etcétera, impidan que los ingresos se aproximen. Las teorías tradicionales del desarrollo económico hacen hincapié en el papel de las ventajas naturales o *first nature geography* (el acceso a vías naveables, puertos, aeropuertos, hidrocarburos, condiciones climáticas) en la determinación de los ingresos (véase Hall y Jones, 1999). A principios del decenio

MAPA 2. *Estructura territorial de España basada en los cálculos del potencial de mercado*



FUENTE: Faña y López Rodríguez (2006a).

de los noventa, los trabajos precursores de Krugman (1991a, b) dieron inicio a una nueva rama de investigación dentro de la economía espacial. La llamada Nueva Geografía Económica (NGE) aportó novedosas perspectivas y ofreció microfundamentos para las explicaciones de por qué las actividades económicas se agrupan en el espacio. Esta nueva línea de investigación, en la que los elementos fundamentales son los rendimientos crecientes a escala de la empresa, los costos de transporte y la competencia imperfecta, destaca el papel de la llamada *second nature geography* (la distancia hasta los mercados de consumo y la distancia hasta los proveedores de insumos) en vez de la *first nature geography* para explicar las diferencias en los ingresos entre regiones o países. Las aportaciones de Krugman (1991a, b) han generado una profusión de aportaciones teóricas. Sin embargo, la investigación empírica sigue rezagada. El primer intento empírico por validar las fuerzas que operan en los modelos de la Nueva Geografía Económica por país fue el de Hanson (1998, 2005) para el caso de los Estados Unidos. A partir de las aportaciones de Hanson, muchos otros académicos han intentado probar las predicciones teóricas de los modelos de la Nueva Geografía Económica para distintos contextos geográficos. Por ejemplo, Redding y Venables (2004) pusieron a prueba un modelo de la NGE para una muestra de países de todo el mundo, Breinlich (2006), Head y Mayer (2006) y López Rodríguez y Faíña (2007) hicieron lo mismo para distintas muestras de varias regiones de la Unión Europea. Brackman *et al* (2004), Combes y Lafourcade (2004) y Roos (2001)<sup>3</sup> centran sus análisis en países aislados (Alemania, Francia y Alemania, respectivamente).

El principal objetivo del presente artículo es analizar la influencia de la periferidad en la explicación de las disparidades del PIB *per capita* entre las provincias españolas. Aunque nuestro artículo no es el primero en analizar la influencia de los aspectos espaciales en las diferencias en el PIB *per capita* de la economía española (Alañón, 2004, 2005; Maza y Villaverde, 2006, 2009a, 2009b, 2010, y Villaverde, 2001, 2005), nuestro enfoque toma otra dirección, que consiste en estimar una de las ecuaciones estructurales provenientes de los modelos de centro-periferia de la Nueva Geografía Económica, la llamada ecuación nominal de salarios. Por tanto, mostramos el importante papel que desempeña la *second nature geography* en la ex-

<sup>3</sup> Véase un reciente análisis extenso de la bibliografía empírica de los modelos de la Nueva Geografía Económica en López Rodríguez y Faíña (2008). Otros análisis son los de Overman *et al* (2003), Combes y Overman (2004) y Head y Mayer (2004).

plicación de las diferencias en los ingresos entre las provincias españolas. Mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y variables instrumentales (VI) realizamos estimaciones del ingreso *per capita* en función del acceso al mercado y un conjunto de controles para las 47 provincias de la España peninsular en 2003. Los resultados de nuestras estimaciones muestran que el acceso al mercado, que es una variable inversamente proporcional a la periferidad económica, es estadísticamente significativo y cuantitativamente importante en la explicación de la estructura espacial de los salarios observada en España, incluso después de controlar por otras variables que potencialmente podrían afectar los ingresos por medio del acceso al mercado, como el capital humano, el capital productivo y el gasto en investigación y desarrollo. Para ser más precisos, los resultados de nuestro análisis muestran que duplicar el acceso al mercado de las provincias aumentaría su productividad en 6.7 por ciento.

Otras estimaciones basadas en técnicas econométricas espaciales<sup>4</sup> (modelo de rezago espacial) apoyan nuestros resultados anteriores y muestran la influencia que ejerce la actividad económica de las provincias aledañas en el PIB *per capita* de una provincia por medio de los efectos de derrama interprovincial, como las derramas tecnológicas o los efectos de movilidad laboral.

El artículo está organizado como se describe a continuación. La sección I presenta el marco teórico. En la sección II se trata las especificaciones econométricas, la base de datos y las variables que se utilizaron en el análisis empírico, así como los resultados y los análisis de las estimaciones econométricas. Por último, se ofrece las principales conclusiones.

## I. EL ACCESO AL MERCADO Y LAS DISPARIDADES REGIONALES: ANTECEDENTES TEÓRICOS

El marco teórico es una versión reducida de un modelo estándar de la Nueva Geografía Económica (versión multirregional de Krugman, 1991b) que incorpora los elementos clave para derivar la llamada ecuación de salarios

<sup>4</sup> Diferentes pruebas mostraron evidencia empírica de la existencia de un modelo de rezago espacial. A la usanza de Anselin (1988), en el modelo de regresión lineal estándar se acostumbra distinguir entre dos tipos fundamentales de dependencia espacial: el modelo de rezago espacial y el modelo de error espacial. El modelo de rezago espacial incorpora como regresor adicional un rezago espacial de la variable dependiente y la detección de este tipo de dependencia implicaría la existencia de cierta interacción espacial. Por otra parte, un modelo de error espacial consideraría la presencia de dependencia espacial en el término de perturbación de la regresión y compensaría la influencia de la autocorrelación espacial, misma que podría introducir un sesgo (Anselin, 1988).

y el acceso al mercado. La ecuación de salarios formará la base para las estimaciones empíricas.

Considérese un contexto regional que comprende  $R$  ubicaciones ( $j = 1, 2, \dots, R$ ), enfocándose en el análisis del sector manufacturero. En este sector las empresas producen una gran cantidad de variedades de un bien homogéneo diferenciado ( $D$ ) en condiciones de rendimientos crecientes a escala y competencia monopolística. Las empresas enfrentan costos de transporte tipo *iceberg*:<sup>5</sup> 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 tránsito entre  $i$  y  $j$ . El sector manufacturero puede producir el bien diferenciado en distintas localizaciones. Respecto a la demanda, se puede obtener la demanda final en la ubicación  $j$  mediante la maximización de la utilidad de la función de utilidad CES correspondiente:

$$\max_{m_{i,j}(z)} D_j \quad (1)$$

en la que  $D_j$  representa el consumo del bien diferenciado en la ubicación  $j$ .  $D$  es un agregado de variedades industriales definido por una función CES al estilo de Dixit y Stiglitz (1977):

$$D_j = \left[ \sum_{i=1}^R \int_0^{n_i} m_{i,j}(z)^{\sigma-1/\sigma} dz \right]^{\sigma/\sigma-1} \quad (2)$$

en la que  $m_{i,j}(z)$  es el consumo de cada variedad  $z$  disponible en la ubicación  $j$  que se produce en la ubicación  $i$  y  $n_i$  denota el número de variedades producidas en la ubicación  $i$ .  $\sigma$  representa la elasticidad de sustitución entre las variedades del bien diferenciado cuando  $\sigma > 1$ . Los productos son homogéneos si  $\sigma$  tiende al infinito y las variedades están muy diferenciadas si  $\sigma$  se acerca a 0. Los consumidores maximizan su utilidad (función 1) si toman en cuenta la siguiente restricción presupuestaria:

$$\sum_{i=1}^R n_i x_{ij}^D p_{ij} = Y_j \quad (3)$$

La solución al problema del consumidor da la demanda final en la ubicación  $j$  para cada variedad producida en la ubicación  $i$ .

<sup>5</sup> Véase en McCann (2005) un análisis de algunos problemas asociados con el supuesto del *iceberg*.

$$x_{ij}^D = p_{ij}^{-\sigma} \left[ \sum_{n=1}^R n_n p_{nj}^{1-\sigma} \right]^{-1} Y_j \quad (4)$$

en la que  $p_{ij} (p_{ij} = p_i T_{ij})$  es el precio de las variedades producidas en la ubicación  $i$  y vendidas en  $j$ , mientras que  $Y_j$  representa el ingreso total en la ubicación  $j$ .

Si se define un índice de precios para los bienes diferenciados<sup>6</sup>

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

y reescribimos el gasto de consumo como  $E_j = Y_j$ , 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  $T_{i,j} x_{ij}^{consD}$ . Por lo que la demanda efectiva a la que se enfrenta una empresa establecida en la ubicación  $i$  proveniente de un consumidor en la ubicación  $j$  está dada por:

$$x_{ij}^D = T_{ij} p_{ij}^{-\sigma} P_j^{\sigma-1} E_j = p_i^{-\sigma} T_{ij}^{1-\sigma} P_j^{\sigma-1} E_j \quad (5)$$

Respecto a la oferta, una empresa característica establecida en la ubicación  $i$  maximiza la siguiente función de ganancia:

$$\Pi_i = \sum_{j=1}^R \frac{p_{ij} x_{ij}^D}{T_{i,j}} - w_i^D (F + cx_i^D) \quad (6)$$

La tecnología en el sector manufacturero, que se caracteriza por crecientes rendimientos a escala, está dada por la función de costos lineal común:  $l_{Dij} = F + cx_{ij}^D$ , en la que  $l_{Dij}$  representa los trabajadores industriales empleados para producir una variedad en la ubicación  $i$  y que se vende en la ubicación  $j$ ;  $F$  denota un costo de producción fijo,  $c$  es el costo unitario variable y  $x_{ij}^D$  significa la cantidad del bien diferenciado demandada en la ubicación  $j$  y que se produce en la ubicación  $i$  ( $x_i^D \equiv \sum_j x_{ij}^D$  representa la cantidad total producida por la empresa establecida en la ubicación  $i$  y que se vende en  $j$  ubicaciones distintas) y  $w_i^D$  es el salario nominal que se les paga a los trabajadores de la industria manufacturera en la ubicación  $i$ . Los supuestos de rendimientos crecientes a escala, de preferencia por variedad de los consumidores, así como la existencia de un número infinito de variedades del bien

<sup>6</sup> Este índice de precios industriales en la ubicación  $j$  mide los costos mínimos de comprar una unidad del índice compuesto de bienes manufacturados  $D$ , por lo que puede interpretarse como una función de gasto.

diferenciado significan que cada variedad va a ser producida por una sola empresa especializada y establecida en una sola ubicación. Así, el número de empresas manufactureras es exactamente igual al número de variedades que hay disponibles. Cada empresa maximiza su ganancia al comportarse como un monopolio de su propia variedad del bien diferenciado. Las condiciones de primer orden para la maximización de las utilidades producen el resultado estándar de que los precios se fijan como un margen de ganancia constante de los costos marginales.

$$p_i = \frac{\sigma}{\sigma-1} w_i^D c \quad (7)$$

en que  $\sigma/\sigma - 1$  representa el margen de ganancia con el que se cumple la condición de Marshall-Lerner. Cuanto más grande sea esta proporción, mayor será el grado de poder monopólico de una empresa. Por consiguiente, Krugman (1991b) interpreta  $\sigma$  como una medida inversa de las economías de escala, ya que se puede considerar como una medida directa de las distorsiones de precios y una medida indirecta de la distorsión del mercado a causa del poder monopólico. Dado que  $\sigma/\sigma - 1$  es mayor a uno, Krugman (1991b) interpreta este resultado como una manera de justificar la existencia de rendimientos crecientes a escala. Si se sustituye esta regla de fijación de precios en la función de ganancia, se puede obtener la siguiente expresión para la función de ganancia de equilibrio:

$$\Pi_i = (w_i^D) \left[ \frac{cx_i^D}{\sigma-1} - F \right] \quad (8)$$

La libertad de ingreso garantiza que en el largo plazo las empresas alcancen el punto de equilibrio. Por ende, se desvanecen los incentivos para que una empresa se traslade a otra ubicación. Esto implica que la producción de equilibrio es:

$$x_i^D = \bar{x} = \frac{F(\sigma-1)}{c} \quad (9)$$

El precio que se requiere 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 esta expresión se combina con el hecho de que en equilibrio los precios

son un margen de utilidad constante de los costos marginales, se obtiene la siguiente condición de ganancia nula:

$$w_i^D = \left( \frac{\sigma-1}{\sigma c} \right) \left[ \frac{1}{x} \sum_{j=1}^R E_j P_j^{\sigma-1} T_{i,j}^{1-\sigma} \right]^{1/\sigma} \quad (10)$$

Esta ecuación es la llamada ecuación nominal de salarios en la bibliografía de la Nueva Geografía Económica y constituye la relación clave que se pondrá a prueba empíricamente. La ecuación (10) muestra que el salario nominal en la ubicación  $i$  depende de una suma ponderada del poder adquisitivo de las ubicaciones aledañas donde el esquema ponderado es una función de distancia que disminuye a medida que la distancia entre  $i$  y  $j$  aumenta. En la bibliografía de la Nueva Geografía Económica, la parte de recha de la expresión (10) tiene diferentes nombres; los más comunes son acceso al mercado (véase Redding y Venables, 2001, 2004) y potencial real de mercado (véase Head y Mayer, 2004). En el trabajo que nos ocupa se hará referencia a esta expresión como acceso al mercado y se denominará como AM. Lo que esta ecuación significa es que las empresas que están establecidas en ubicaciones que cuentan con un buen acceso a los grandes mercados (alto acceso al mercado) tenderán a remunerar a sus factores de producción locales (trabajadores) con mejores salarios debido al ahorro que tienen en términos de costos de transporte.

Si se normaliza la producción al elegir las unidades de modo que  $c = (\sigma - 1)/\sigma$ , se establece el requisito de insumos fijos como  $F = 1/\sigma$  y se define el acceso al mercado en la ubicación  $i$  como

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

se puede reescribir la ecuación nominal de salarios como:

$$w_i^D = [AM_i]^{1/\sigma} \quad (11)$$

Esta simplificación de la ecuación nominal de salarios es muy similar a la función de potencial de mercado de Harris (1954), en el sentido de que la actividad económica es mayor en las regiones que están situadas más cerca de los grandes mercados. Por ende, la Nueva Geografía Económica aporta

los microfundamentos para la formulación *ad hoc* del potencial de mercado de Harris (1954).

## II. DATOS Y RESULTADOS

En esta sección se estima la ecuación nominal de salarios para las provincias españolas en el año 2003 para mostrar evidencia empírica de la hipótesis resultante y que se presentó en la sección I.<sup>7</sup> La estrategia de investigación será como se presenta a continuación. Como punto de partida para la investigación regional se estima una relación básica. Dada la posibilidad de que esta regresión básica sea meramente informativa, se debería aplicar un esquema condicionante; la regresión de referencia incondicional se transforma en una regresión condicional, lo que advierte la relevancia de la variable de acceso al mercado con la inclusión de variables de control que pudieran estar afectando los salarios españoles.

### 1. Especificación econométrica: Regresión de referencia

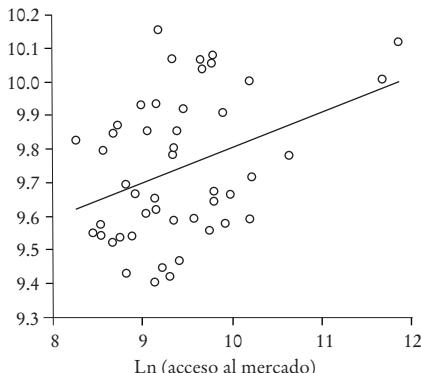
Tomando los logaritmos en la expresión (11), la estimación de la ecuación nominal de salarios se basa en la estimación de la siguiente expresión:

$$\log(w_i) = \theta + \sigma^{-1} \log[AM_i] + \eta_i \quad (12)$$

en la que  $\eta_i$  representa el término de error mientras que las demás variables se definieron en la sección anterior. Esta ecuación relaciona los salarios nominales de la ubicación  $i$  con el PIB de las ubicaciones aledañas, incluyendo una ponderación por distancia y precios. De acuerdo con las predicciones teóricas del modelo, cuanto más altos sean los precios y el PIB en las ubicaciones aledañas y más corta sea la distancia entre las distintas ubicaciones, más alto será el salario local. Esta especificación capta la noción de una estructura salarial espacial y permite poner a prueba la existencia de una relación directa entre los salarios nominales de una ubicación específica y su acceso al mercado. Esto también constituye una condición importante para revelar la dinámica de la aglomeración.

Los datos para el estudio provienen de varias fuentes: el Instituto Nacio-

<sup>7</sup> Cabe destacar que la base de datos se limita a 2003 debido a la disponibilidad de las variables instrumentales que se utilizan en las estimaciones.

GRÁFICA 2. *PIB per capita provincial y acceso al mercado (2003)*

nal de Estadística de España (INE), el Instituto Valenciano de Investigación Económica (IVIE), la Guía Michelin y Monzón *et al* (2005). Respecto a la variable dependiente del modelo, tomamos el PIB *per capita* provincial expresado en euros que corresponde al año de anfálisis para representar los salarios provinciales. Los datos del PIB *per capita* están tomados del INE. Computamos nuestra variable independiente principal, el “acceso al mercado”, como una suma ponderada del PIB de las provincias aledañas, en que el esquema ponderado es la distancia en kilómetros entre las ciudades capitales de cada provincia. La distancia interna de cada provincia se calcula en proporción a la raíz cuadrada del área de las provincias. La expresión que se emplea para calcularla es

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

en la que “Área” es el tamaño de la provincia en  $\text{km}^2$ . Esta expresión genera la distancia promedio entre dos puntos en una ubicación circular (véase Head y Mayer, 2000; Nitsch, 2000; Crozet, 2004, para conocer un análisis de esta distancia interna). Los datos de las distancias en kilómetros entre las ciudades capitales se tomaron de la Guía Michelin.

La gráfica 2 da una primera idea de la relación entre el PIB *per capita* provincial y el acceso al mercado en 2003. Parece evidente que existe una relación positiva entre el PIB *per capita* provincial y el acceso al mercado provincial. El cuadro 2 resume los resultados de la estimación de la ecuación (12) para la muestra de 47 provincias españolas en 2003. Se emplean MCO en esta estimación de referencia (columna 1 del cuadro 2).

CUADRO 2. *Resultados de la regresión de log (acceso al mercado) por provincia española (2003)*

(Variable dependiente: log PIBpc)

Variable	(1) MCO	(2) Variables instrumentales
Constante	-2.926 (4.665)	8.233*** (0.400)
Log (acceso al mercado)	1.265** (0.478)	0.160*** (0.042)
$R^2$	0.134	0.241
Prob. (estadístico $F$ )	0.011	0.0004
$R^2$ de primera etapa		0.784
Número de observaciones	47	47

<sup>a</sup> Instrumentos: log (índicador gravitatorio de eficiencia), log (índicador de ubicación) y log (media del tiempo de traslado a un aeropuerto comercial) errores estándar entre paréntesis. La “ $R^2$  de primera etapa” es la  $R^2$  que resulta de regresar el acceso al mercado en función del conjunto de instrumentos.

\*\* indica que el coeficiente es significativo a 0.05; \*\*\* significativo a 0.01.

En el cuadro 2 se observa que existe una relación estadísticamente significativa entre las dos variables. En promedio, si el acceso al mercado aumenta 1%, el PIB *per capita* aumentará 1.26%. Por tanto, el acceso al mercado es una variable importante para explicar la estructura salarial en el sistema español. No obstante, uno de los problemas a los que nos enfrentamos con nuestra regresión de referencia es que la variable independiente —el acceso al mercado— es endógena y está determinada simultáneamente con el PIB. Esto podría dar por resultado el conocido problema de los sesgos derivados de la simultaneidad en las regresiones, lo que violaría las condiciones necesarias para obtener estimaciones con buenas propiedades. La técnica estándar para superar las consecuencias de la simultaneidad (sesgos, ineficiencia e incongruencia en los estimadores de MCO) es la estimación de variables instrumentales (VI). La estimación de VI se basa en la existencia de un conjunto de instrumentos muy correlacionados con las variables endógenas originales pero asintóticamente no correlacionados con el término de error. Una vez identificados los instrumentos, estos se emplean para construir un sustituto que represente las variables explicativas endógenas y que consiste en los valores previstos de éstas en una regresión en función tanto de los instrumentos como las variables exógenas. Sin embargo, es difícil encontrar estos instrumentos ya que la mayoría de las variables socioeconómicas también son endógenas. En este artículo se ha sugerido el uso de las variables de accesibilidad como instrumentos, dado que están altamente correlacionadas

con la variable de acceso al mercado, pero también están correlacionadas con los errores de manera no contemporánea. Por consiguiente, se proponen tres variables como instrumentos: *i*) un indicador de gravedad de la eficiencia, *ii*) un indicador de ubicación, que se toman de Monzón *et al* (2005),<sup>8</sup> y *iii*) la media del tiempo de traslado a un aeropuerto comercial, que se basa en nuestra propia elaboración. El indicador de gravedad de la eficiencia es una variable adimensional y muestra el papel que desempeña la infraestructura en la distribución territorial de la accesibilidad. Es un indicador de la accesibilidad relativa que muestra la calidad de la infraestructura en las relaciones entre nodos dentro del territorio. Cuando el valor de este indicador disminuye, la accesibilidad aumenta. El otro indicador de accesibilidad, el indicador de ubicación, se mide en minutos y muestra la manera en que las infraestructuras posibilitan el acceso a los lugares en donde se concentra la población. Si el valor del indicador de ubicación disminuye, la accesibilidad aumenta. Tanto el indicador de gravedad de la eficiencia como el indicador de ubicación están disponibles por provincia. Por último, el acceso al mercado se instrumenta con la variable de la media del tiempo de traslado a un aeropuerto comercial. Los datos de este instrumento están disponibles únicamente por región. Por ende, se supuso que la media del tiempo de traslado a un aeropuerto comercial es idéntica para todas las provincias que se ubican dentro de una misma región.

Nuevamente, la estimación mediante variables instrumentales (véase la columna 2 del cuadro 2) encuentra efectos positivos y una gran significación estadística en el acceso al mercado, aunque hay una fuerte corrección del coeficiente, que pasa de 1.26 a 0.16. Ahora bien, es necesario tomar en cuenta las demás variables que pudieran estar afectando los salarios españoles por medio de la variable de acceso al mercado. Desde una perspectiva econométrica, la inclusión de estas variables podría evitar problemas provenientes de los errores de especificación que tal vez estén sesgando el coeficiente de interés.

## 2. *Especificación econométrica condicionada*

Como se comentó líneas arriba, la ecuación (12) es una especificación restringida para analizar los efectos del acceso al mercado en el ingreso provincial.

<sup>8</sup> Estos autores basan sus cálculos en los trabajos de Schürmann *et al* (1997) y Geurs y Ritsema van Eck (2001).

La razón es que al correr esta regresión bivariada no se puede garantizar que se trate de una relación de causalidad o que simplemente capte las correlaciones con las variables omitidas, como son la infraestructura, el capital humano, la innovación, etc. Para tratar estas cuestiones y controlar por la existencia de otros choques que tal vez estén afectando la variable dependiente y que se correlacionan con el acceso al mercado, también se estima otra especificación que toma en cuenta explícitamente las consideraciones antes mencionadas. La especificación de la ecuación ampliada toma la siguiente forma:

$$\ln w_i = \theta + \sigma^{-1} \ln AM_i \sum_{n=1}^N \gamma_n X_{i,n} + \eta_i \quad (13)$$

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

Proponemos tres canales en los cuales el acceso al mercado podría influir en el PIB *per capita* en las provincias españolas. Además del ahorro directo en los costos de transacción que redunda en favor de las ubicaciones centrales, las reservas educativos medianos y altos están altamente correlacionadas con el acceso al mercado. Redding y Schott (2003) han sugerido los fundamentos teóricos para la relación entre el acceso al mercado y la escolaridad. Demostraron que un alto acceso al mercado ofrece incentivos de largo plazo para la acumulación de capital humano al aumentar la prima por trabajo calificado. Esta relación se ha confirmado mediante trabajos empíricos realizados a nivel internacional y europeo (véase López Rodríguez *et al*, 2007; Redding y Schott, 2003). La proximidad espacial y la geografía también influyen en el gasto en investigación y desarrollo. Por ejemplo, en Europa, la dimensión regional es muy importante debido a la presencia de efectos de frontera. La interacción de un alto acceso al mercado en las regiones europeas densas y céntricas que las convierte en mercados grandes y rentables para la innovación, junto con los rendimientos crecientes a la innovación y la ubicación de las derramas de conocimiento, parecen explicar la pauta de alta concentración<sup>9</sup> de actividades innovadoras que se observa en el centro de Europa. A la usanza de Breinlich (2006), las reservas de capital productivo también se incorporan como una variable de control adicional.

Por consiguiente, si se considera que una parte importante de las venta-

<sup>9</sup> Véase un análisis extenso de la actividad innovadora en Europa en Bilbao-Osorio y Rodríguez Pose (2004), Bottazzi y Peri (1999, 2003), Moreno *et al* (2005) y Rodríguez Pose (1999, 2001).

jas de la centralidad proviene de la acumulación de incentivos, una manera sencilla de discernir la importancia de la ventaja en términos del costo de transacción directo para las ubicaciones centrales es incluir el porcentaje de la fuerza laboral que cuenta con estudios medio superior y/o superior, (*lab*), las reservas de capital productivo *per capita* provincial, *K*, y el gasto *per capita* en investigación y desarrollo (ID) como regresores adicionales en la especificación de referencia antes estimada.

Los datos sobre el capital humano y el capital social productivo *per capita* están tomados del Instituto Valenciano de Investigación Económica (IVIE) y se refieren a 2003. Los datos sobre el gasto *per capita* en ID se tomaron del Instituto Nacional de Estadística de España (INE). Si bien los datos del capital humano, el capital social productivo *per capita* y el acceso al mercado están disponibles por provincia, los datos del gasto en ID sólo están disponibles por región. Por ende, se supuso que el gasto *per capita* en ID fue igual para cada provincia dentro de la misma región. La técnica de condicionamiento supone poner a prueba la siguiente ecuación.

$$\ln w_i = \theta + \sigma^{-1} \ln AM_i + \gamma_1 \ln lab_i + \gamma_2 \ln K_i + \gamma_3 \ln(ID) + \eta_i \quad (14)$$

Otro objetivo adicional de esta sección es arrojar más luz en el análisis derivado de la ecuación (14) al ampliar el análisis empírico por medio de una consideración de la dimensión espacial. En este sentido, la dimensión geográfica de la variable dependiente se explora al emplear una técnica de análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE). Este análisis ayudará a identificar la pauta espacial en la distribución de los datos sobre el PIB *per capita* provincial. Todos los cálculos se realizaron con ayuda de los paquetes de software SpaceStat 1.91 (Anselin, 2002), GeoDA (Anselin, 2003) y ArcView GIS 3.2 (ESRI, 1999). Primero, ponemos a prueba la autocorrelación espacial global para el ingreso *per capita* inicial mediante el estadístico *I* de Moran (Cliff y Ord, 1981)

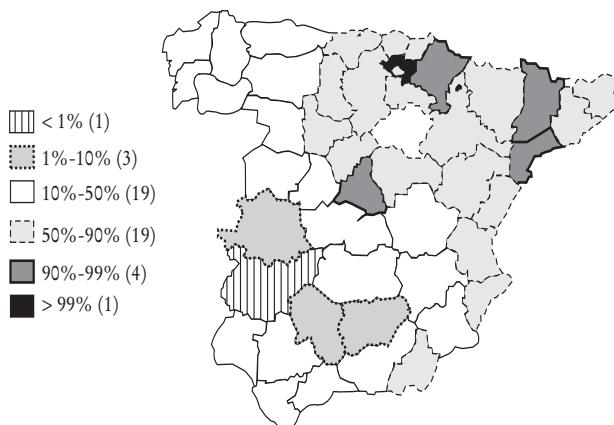
$$I = \frac{N}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z}$$

en el que *N* es el número de provincias,  $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$ ,  $z_{it}$  representa el logaritmo de *PIBpc* en la provincia *i* en el momento *t* = 2003 en desviación de la media; *W* se definió al expresar para cada provincia (renglón) las provincias (columnas) que pertenecen a su entorno. Formalmente,  $w_{ij} = 1$  si las

provincias  $i$  y  $j$  son colindantes y  $w_{ij} = 0$  si no lo son. Esta simple matriz de contigüidad garantiza que se consideren las interacciones entre provincias colindantes.<sup>10</sup> Para facilitar la interpretación económica se utilizó una matriz de  $W$  en la que los elementos de cada renglón suman uno (*row-standardized*). Por ende, los términos de los rezagos espaciales representan los promedios ponderados de los valores aledaños.

El valor de  $I$  para el PIB *per capita* de 2003 fue de 0.721, muy por encima del valor esperado para este estadístico, según la hipótesis nula de ausencia de correlación espacial,  $E[I] = -0.021$ . Parece ser que el PIB *per capita* está espacialmente correlacionado ya que el estadístico es muy significativo con  $p = 0.001$ . Este resultado revela la existencia de un grado de dependencia espacial grande y estadísticamente significativo en la distribución del PIB *per capita* regional en 2003. El mapa 3 muestra la distribución espacial del PIB *per capita* regional en 2003. La gráfica 3 da una idea más clara de la autocorrelación espacial en ese año mediante el gráfico de dispersión de Moran.<sup>11</sup>

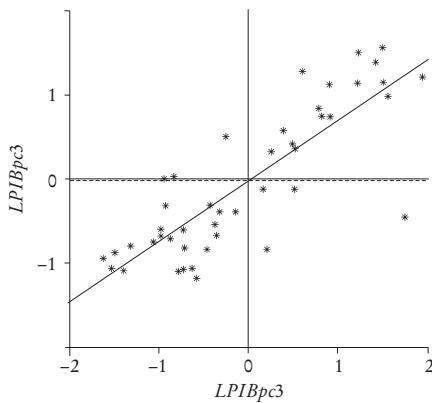
MAPA 3. *Distribución espacial porcentual del logaritmo del PIB per capita (2003)*



<sup>10</sup> Se consideraron otras definiciones para la matriz de ponderaciones espaciales. Específicamente, se definieron los elementos como el inverso de las distancias y se consideraron la mediana de la distribución de las distancias ortodrómicas, el cuartil inferior, el cuartil superior y la distancia máxima. Estas matrices arrojaron resultados muy similares a los que se presentan en este artículo.

<sup>11</sup> La gráfica de dispersión de Moran muestra el rezago espacial  $W \log(PIBpc)$  comparado con  $\log(PIBpc)$ , ambos estandarizados. Los cuatro cuadrantes de la gráfica identifican los cuatro tipos de asociación espacial local entre una provincia y sus vecinos (Anselin, 1996): los cuadrantes I (ingresos altos-rezago espacial alto) y III (ingresos bajos-rezago espacial bajo) corresponden a una autocorrelación espacial positiva, mientras que los cuadrantes II (ingresos bajos-rezago espacial alto) y IV (ingresos altos-rezago espacial bajo) se refieren a una dependencia espacial negativa.

GRÁFICA 3. *Dispersión de Moran para el logaritmo del PIB per capita (2003)*  
( $I = 0.7219$ )



La gráfica 3 muestra un fuerte pauta geográfica y revela la presencia de dependencia espacial positiva.

Por otra parte, conscientes de la potencial desventaja del problema de la simultaneidad por el hecho de que la variable de acceso al mercado es endógena y se determina simultáneamente con el PIB *per capita*, se realizan estimaciones VI. Nuevamente, se emplea el mismo conjunto de instrumentos: el indicador de gravedad de la eficiencia, el indicador de ubicación y la media del tiempo de traslado a un aeropuerto comercial. La bondad de los instrumentos se demuestra mediante la prueba de Sargan, que contrasta la hipótesis nula de que un grupo de  $s$  instrumentos de  $q$  regresores es válido. Esta es una prueba  $\chi^2$  con  $(s - q)$  grados de libertad que rechaza la hipótesis nula cuando al menos uno de los instrumentos está correlacionado con el término de error (Sargan, 1964). En nuestro caso, la hipótesis nula no se rechaza al 5%, por lo que se valida el uso de los instrumentos. El cuadro 3 muestra los resultados de la estimación de la ecuación (14) mediante variables instrumentales para las provincias españolas en 2003 (modelo 1).

Según el modelo 1 del cuadro 3, todos los coeficientes son altamente significativos y tienen el signo esperado. Además, no se presentó ningún problema respecto a la ausencia de normalidad (los residuos derivados de esta regresión están distribuidos normalmente, ya que la prueba de Jarque-Bera no rechaza la hipótesis nula de normalidad), y no hay pruebas de la existencia de heteroscedasticidad (prueba de Breusch-Pagan y Koenker-Bassett). No obstante, el valor del estadístico  $I$  de Moran para los residuos fue de 0.176 y la hipótesis nula de ausencia de correlación espacial se rechaza (va-

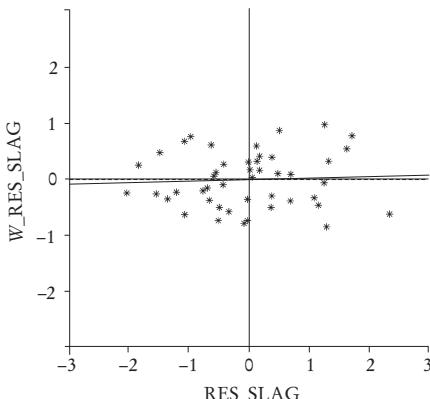
CUADRO 3. *Resultados de la regresión de log (PIBpc) en función de log (acceso al mercado) por provincia española (2003)<sup>a</sup>*

Variable dep.: ln (PIBpc)	Modelo 1 VI (valor p)	Modelo 2 Modelo del ML de rezago espacial (valor p)	Modelo 3 Modelo del MMG de rezago espacial (valor p)
Variable, parámetro			
Constante: (θ)	2.069 (0.002)	1.141 (0.118)	0.907 (0.260)
ln (AM): (σ <sup>-1</sup> )	0.084 (0.001)	0.087 (0.000)	0.067 (0.020)
ln (lab): (γ <sub>1</sub> )	0.152 (0.066)	0.114 (0.121)	0.132 (0.013)
ln (K): (γ <sub>2</sub> )	0.556 (0.000)	0.403 (0.000)	0.389 (0.000)
ln (I + d): (γ <sub>3</sub> )	0.061 (0.000)	0.046 (0.002)	0.045 (0.009)
Rezago espacial de ln(PIBpc): (p)		0.284 (0.020)	0.339 (0.008)
R <sup>2</sup>	0.860	0.877	0.866
Crit. de Inform. de Akaike (AIC)	-96.114	-99.511	
Crit. de Inform. de Schwarz (SC)	-86.863	-88.410	
Prueba de normalidad de Jarque-Bera	0.865 (0.648)		
Prueba de heteroscedasticidad de Breusch-Pagan/Koenker-Bassett	1.468 (0.832) 2.193 (0.700)	1.489 (0.828)	
Prueba 1 de Moran (error)	0.176 (0.012)	0.025 (0.297)	0.081 (0.152)
Multiplicador de Lagrange (error)	3.202 (0.073)		
Prueba robusta del ML de dep. espacial (error)	0.198 (0.655)		
Multiplicador de Langrange (rezago)	5.535 (0.018)		
Prueba robusta del ML de dep. espacial (rezago)	2.532 (0.111)		
Prueba de la proporción de verosimilitud en la dependencia espacial del rezago		5.396 (0.020)	
Estadístico J			0.072

<sup>a</sup> La matriz de ponderaciones espaciales que se utiliza en los cálculos es una forma de la matriz  $W$ , en la que los elementos de cada renglón suman uno, definida con la expresión para cada provincia (renglón) de las provincias (columnas) con las que tiene colindancia. Formalmente,  $w_{ij} = 1$  si las provincias  $i$  y  $j$  son colindantes y  $w_{ij} = 0$  si no lo son.

GRÁFICA 4. *Dispersión de Moran para los residuos del modelo de rezago espacial que se muestra en el modelo 2 del cuadro 3*

(Estadístico de Moran  $I = 0.0253$ )



lor  $p = 0.012$ ). Ya que la prueba del multiplicador de Lagrange (error) no es significativa y la prueba del multiplicador de Lagrange (rezago) sí lo es, se hace patente que habría evidencia para la adopción de un modelo de rezago espacial.

De este modo, se considera y estima el modelo de rezago espacial (modelo 2 del cuadro 3) que aparece en la ecuación (15).

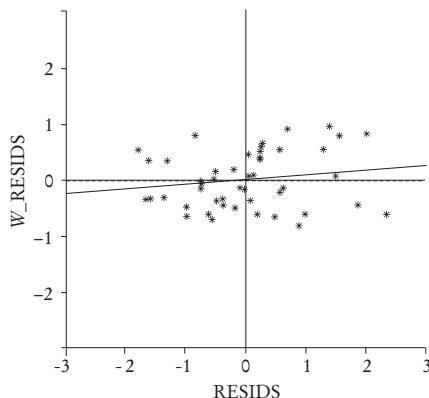
$$\ln w_i = \theta + p W \ln w_i + \sigma^{-1} \ln AM_i + \gamma_1 \ln lab_i + \gamma_2 \ln K_i + \gamma_3 \ln(ID) + \eta_i \quad (15)$$

Ahora, con base en los resultados del modelo de rezago espacial, la prueba de la proporción de verosimilitud del coeficiente autorregresivo espacial  $\rho$  rechaza la hipótesis nula, lo que muestra que la dependencia espacial se ha tratado adecuadamente al incorporar el rezago espacial de  $\log(PIB_{pc})$ . Además, el valor del estadístico  $I$  de Moran para los residuos fue de 0.025 y la hipótesis nula de ausencia de correlación espacial no se rechaza (valor  $p = 0.152$ ). La gráfica de dispersión de Moran (véase gráfica 4) muestra el rezago espacial de los residuos del modelo 2 comparados con los residuos, ambos estandarizados. A la usanza de Anselin y Rey (1991), la prueba más eficaz de autocorrelación espacial se basa en el estadístico  $I$  de Moran (Moran, 1950). Ahora, como confirmó el estadístico  $I$  de Moran, no hay pruebas de una ausencia de asociación espacial local entre los residuos de una provincia y los de sus vecinos.

Por ende, los resultados de la última especificación de la ecuación 15 (mo-

GRÁFICA 5. *Dispersión de Moran para los residuos del modelo de rezago espacial que se muestra en el modelo 3 del cuadro 3*

(Estadístico de Moran  $I = 0.0816$ )



delo 2) perciben la noción de una estructura espacial del ingreso y muestran una relación directa entre el PIB *per capita* en una ubicación específica y su acceso al mercado, ya que el parámetro es estadísticamente significativo y positivo. *Ceteris paribus*, si el acceso al mercado aumenta 1%, el PIB *per capita* aumentará 0.087%. Esta estimación está fuera del rango de las estimaciones que se suelen encontrar en la bibliografía empírica. Por consiguiente, Rosenthal y Strange (2004) encuentran en su estudio una cifra que oscila entre aproximadamente 3 y 8%. Otro ejemplo es la estimación proporcionada por Rice *et al* (2006), en la que se registra una elasticidad de 3.5%. Por consiguiente, las estimaciones del cuadro 3 apoyan las predicciones teóricas presentadas en la sección I. Las variables de control son individualmente significativas, a excepción de la variable del capital humano.

Para probar la solidez de los resultados obtenidos mediante la estimación de ML, se obtiene una estimación de parámetros congruentes para el modelo de rezago espacial que se muestra en la ecuación (15) en un marco de estimación por el método de momentos generalizados (MMG) (Kelejian y Prucha, 1998). Esta técnica del MMG obtiene estimaciones de los parámetros mediante dos pasos. En el primer paso, usar mínimos cuadrados en dos pasos con los instrumentos  $WX$ ,  $W^2X$ ,  $W^3X$ , ..., para  $W \ln w_i$  endógena llevaría a estimaciones congruentes, siendo  $X$  la matriz de variables explicativas. Además, y debido a que el desconocimiento de la heteroscedasticidad de los residuos podría llevar a una pérdida de eficiencia y a estimaciones menos precisas (el modelo de mínimos cuadrados en dos pasos no sería ef-

ciente), se puede lograr la eficiencia por medio de un estimador congruente de heteroscedasticidad de la matriz de varianza-covarianza. Esta estimación se muestra en el cuadro 3 (modelo 3). Los resultados del modelo 3 (cuadro 3) corroboran la existencia de una interacción endógena, ya que el rezago espacial de la variable dependiente es significativo. Además, el valor del estadístico  $I$  de Moran para los residuos fue de 0.082 y la hipótesis nula de ausencia de correlación espacial no se rechaza (valor  $p = 0.152$ ). La gráfica 5 muestra la dispersión de Moran en el que se aprecia el rezago espacial de los residuos del modelo 3 comparados con los residuos, ambos estandarizados. En conclusión, no existe ninguna estructura espacial significativa en los residuos de este modelo.

El estadístico  $J$  presentado para el modelo 3 en la parte inferior del cuadro 3 es el valor minimizado de la función objetivo. El estadístico  $J$  puede utilizarse para realizar pruebas de hipótesis a partir de la estimación del MMG. En este caso, el estadístico  $J$  se empleó para comprobar la validez de las restricciones de sobreidentificación, dado que se tienen más instrumentos que parámetros por estimar. En este caso, tenemos 13 instrumentos para estimar seis parámetros, por lo que hay siete restricciones de sobreidentificación. Por consiguiente, las restricciones de sobreidentificación se satisfacen<sup>12</sup> y este es nuestro modelo final.

### 3. Análisis

Según el cuadro 3, *ceteris paribus*, si el acceso al mercado aumenta 1%, el PIB *per capita* aumentará 0.066%. Esta estimación se ubica dentro del rango de estimaciones que Rosenthal y Strange (2004) encontraron en la bibliografía. Ahora bien, las variables de control son individualmente significativas. Por ende, las estimaciones del cuadro 3 apoyan las predicciones teóricas presentadas en la sección I.

Cabe hacer otro comentario respecto a la relevancia de las externalidades entre provincias, dadas la significación y magnitud del parámetro espacial autorregresivo estimado ( $\hat{p} = 0.339$ ). El coeficiente del rezago espacial es, como era de esperarse, significativo y positivo. Este coeficiente mide la po-

<sup>12</sup> Con la hipótesis nula de que las restricciones de sobreidentificación se satisfacen, el estadístico  $J$  (0.072) multiplicado por el número de observaciones de la regresión (47) está asintóticamente distribuido como una  $\chi^2$  con un número de grados de libertad igual al de las restricciones de sobreidentificación (7). Como  $\chi^2_7$  (5%) = 14.067, la hipótesis nula no se rechaza.

tencia de los efectos de derrama interprovincial (por ejemplo, las derramas tecnológicas o la movilidad de los factores) e indica que el PIB *per capita* de una provincia se relaciona con los de sus provincias aledañas después de condicionar por el acceso al mercado, el capital productivo, el capital humano y el gasto en ID. Desde una perspectiva de externalidades espaciales, parece que el PIB *per capita* provincial depende no sólo del acceso al mercado y sus propias variables condicionantes sino también del PIB *per capita* de las provincias con las que tiene colindancia.

Las consecuencias políticas de estos hallazgos para la elaboración de políticas regionales no deben subestimarse. Dado que nuestros resultados indican que la proximidad a los consumidores —representada por el acceso al mercado— es un elemento clave para entender las disparidades del PIB *per capita* entre las provincias españolas y que puede estar actuando como una penalización por convergencia, mejorar el acceso al mercado en la llamada “periferia” española representaría un instrumento de política muy importante con el cual fomentar la cohesión económica y social.

## CONCLUSIONES

En este artículo se analizaron los efectos de la perificalidad en la explicación de las disparidades del PIB *per capita* observadas entre las 47 provincias de la España peninsular para 2003. Mediante el uso de distintas técnicas de estimación (MCO, VI y modelo de rezago espacial) regresamos el PIB *per capita* en función del acceso al mercado y un conjunto de controles. Los resultados de nuestras estimaciones confirman nuestra hipótesis principal que postula que el acceso al mercado surge como una variable clave en la explicación de las diferencias en los ingresos observadas entre las provincias de España. Además, el acceso al mercado ha demostrado ser sólido a la inclusión de las variables de control que se consideran importantes para la explicación de la estructura espacial de los ingresos observada en España. Nuestros resultados también señalan tres importantes canales que tal vez estén afectando las disparidades en los ingresos entre las provincias españolas: el capital humano, las reservas de capital productivo y el gasto en investigación y desarrollo. Por último, la estimación de un modelo de rezago espacial sugiere que el PIB *per capita* provincial depende no sólo del acceso al mercado y sus propias variables condicionantes, sino también del PIB *per capita* de sus provincias aledañas. Debido a que las ubicaciones no pueden trasladarse ni

acerarse entre sí, las políticas regionales deben desempeñar un papel importante para ayudar a la “periferia” española a suavizar la penalización que la perificalidad impone en esta parte de España.

### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alañón, A. (2004), “Un modelo espacial de renta *per capita* regional: Evidencia provincial, comarcal y municipal”, *Investigaciones Regionales*, 4, pp. 99-114.
- (2005), “Evolución espacial de las manufacturas tradicionales en España (1955-1995)”, *Economía Industrial*, 355/356, pp. 145-154.
- Anselin, L. (1988), “Spatial Econometrics: Methods and Models”, *Kluwer Academic*, Dordrecht.
- (1996), “The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association”, M. Fischer, H. Scholten y D. Unwin (comps.), *Spatial Analytical Perspectives on GIS*, Londres, Taylor & Francis.
- (2002), SpaceStat versión 1.91, software para análisis de datos espaciales, *TerraSeer Inc.*, Ann Arbor, Michigan.
- (2003), Manual del usuario de GeoDa 0.9, Spatial Analysis Laboratory (SAL), Departamento de Economía Agrícola y del Consumo, Universidad de Illinois en Urbana-Champaign, Illinois.
- , y S. Rey (1991), “Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Models”, *Geographical Analysis*, 23, pp. 12-131.
- Bilbao Osorio, B., y A. Rodríguez Pose (2004), “From R&D to Innovation and Economic Growth in the EU”, *Growth and Change*, 35, pp. 434-455.
- Bottazzi, L., y G. Peri (1999), “Innovation, Demand and Knowledge Spillovers: Theory and Evidence from European Regions”, Documento de Debate 2279 del CEPR.
- , y — (2003), “Innovation and Spillovers in Regions: Evidence from European Patent Data”, *European Economic Review*, 47, pp. 687-710.
- Brakman, S., H. Garretsen 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.
- Cliff, A. D., y J. K. Ord (1981), “Spatial Processes: Models and Applications”, *Pion*, Londres.
- 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*, 4, Nueva York, North Holland.
- , y M. Lafourcade (2004), “Competition, Market Access and Economic Geogra-

- phy: Structural Estimations and Predictions for France", inédito (disponible en <http://www.enpc.fr/ceras/combes/>).
- Dumais, G., G. Ellison y E. L. Glaeser (2002), "Geographic Concentration as a Dynamic process", *Review of Economics and Statistics*, 84, pp. 193-204.
- Duranton, G., y D. Puga (2004), "Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies", J. V. Henderson y J-F. Thisse (comps.), *Handbook of Urban and Regional Economics*, 4, Nueva York, North Holland.
- Ellison, G., y E. Glaeser, (1997), "Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach", *Journal of Political Economy*, 105, pp. 889-927.
- Enright, M. (1990), "Geographic Concentration and Industrial Organization", tesis doctoral, Universidad de Harvard.
- ESRI (1999), Arc View GIS 3.2, *Environmental Systems Research Institute Inc.*, Estados Unidos.
- Faíña, A., y J. López Rodríguez (2006a), "Renta per cápita, potencial de mercado y proximidad: El caso de España", *Papeles de Economía Española*, 107, pp. 268-276
- , y — (2006b), "EU Enlargement, European Spatial Development Perspective and Regional Policy: Lessons from Population Potentials", *Investigaciones Regionales*, 9, pp. 3-21.
- , F. Landeira, J. Fernández Munín y J. López Rodríguez (2001), "La técnica de los potenciales de población y la estructura espacial de la Unión Europea", *Investigación Operacional*, 3, pp. 163-172.
- Florence, P. S. (1948), "Investment, Location and Size of Plant", Londres, Cambridge University Press.
- Fuchs, V. (1962), "Changes in the Location of Manufacturing in the US since 1929", New Haven, Yale University Press.
- Fujita, M., y J. F. Thisse (2002), *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location and Regional Growth*, Cambridge, Cambridge University Press.
- , P. Krugman y A. Venables (1999), *The Spatial Economy*, Cambridge, MIT Press.
- Geurs, K. T., y J. R. Ritsema Van Eck (2001), "Accessibility Measures: Review and Applications: Evaluation of Accessibility Impacts of Land-Use Transportation Scenarios, and Related Social and Economic Impacts", RIVM Rapport 408505006, National Institute of Public Health and the Environment (RIVM), Bilthoven.
- 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.
- (1998), "Market potential, increasing returns and geographic concentration", Artículo de Trabajo de la NBER núm. 6429.
- Hanson, G. (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*, 4, Nueva York, North Holland.
- , y — (2006), "Regional Wage and employment responses to Market Potential in the EU", *Regional Science and Urban Economics*, 36, pp. 573-594.
- Krugman, P. (1991a), "Geography and Trade", Cambridge, MIT Press,
- (1991b), "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 99, pp. 483-99.
- López Rodríguez, J., y A. Faíña (2007), "Regional Wage Disparities in the European Union: What Role for Market Access", *Investigaciones Regionales*, 11, pp. 5-23.
- , y — (2008), "Aglomeración espacial, potencial de mercado y Geografía Económica: Una revisión de la literatura", *DT Funcas*, núm. 388.
- , — y A. García Lorenzo (2007), "The Geographic Concentration of Population and Income in Europe: Results for the Period 1984-1999", *Economics Bulletin*, 18, pp. 1-7.
- , — y — (2007), "Human Capital Accumulation and Geography: Empirical Evidence from the European Union", *Regional Studies*, 42, pp. 217-234.
- Márquez, M. A., y G. J. D. Hewings (2003), "Geographical Competition Between Regional Economies: The Case of Spain", *Annals of Regional Science*, 37, pp. 559-580.
- , J. Ramajo y G. J. D. Hewings (2003), "Regional Interconnections and Growth Dynamics: the Spanish Case", *Australasian Journal of Regional Studies*, 9, pp. 5-28.
- , — y — (2006), "Dynamic Effects within a Regional System: An Empirical Approach", *Environment and Planning A*, 38, pp. 711-732.
- Maza, A., y J. Villaverde (2006), "A Territorial Analysis of Wage Convergence/Differentials in Spain", *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 4, pp. 615-630.
- , y — (2009a), "Spatial Effects on Provincial Convergence and Income Distribution in Spain: 1985-2003", *Tijdschrift Voor Economische en Sociale Geografie/ Journal of Economics & Social Geography*, 100, 3, pp. 316-331.
- , y — (2009b), "Provincial Wages in Spain: Convergence and Flexibility", *Urban Studies*, 46, 9, pp. 1969-1993.
- , y — (2010), "Wage Differences and their Determinants in Spain: A Spatial analysis", *Italian Journal of Regional Science*, 9, 3, pp. 119-132.
- McCann, P. (2005), "Transport Costs and New Economic Geography", *Journal of Economic Geography*, 5, pp. 305-318.
- Monzón, A., J. Gutiérrez, E. López, E. Madrigal y G. Gómez (2005), "Infraestructuras de transporte terrestre y su influencia en los niveles de accesibilidad de la España peninsular", *Estudios de Construcción y Transportes*, n 103.
- Moran, P. (1950), "Notes on Continuous Stochastic Processes", *Biometrika*, 37, pp. 17-23.
- Moreno, R., R. Paci y S. Usai (2005), "Spatial Spillovers and Innovation Activity in European Regions", *Environment and Planning A*, 37, pp. 1793-1812.

- 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*, Oxford, Basil Blackwell.
- Porter, M. (2000), "Location, Competition, and Economic Development: Local Clusters in a Global Economy", *Economic Development Quarterly*, 14, pp. 15-34.
- (1998), "Clusters and the New Economics of Competition", *Harvard Business Review*, noviembre-diciembre.
- Redding, S., y P. Schott (2003), "Distance, Skill Deepening and Development: Will Peripheral Countries Ever Get Rich?", *Journal of Development Economics*, 72, pp. 515-541.
- y A. J. Venables (2004), "Economic Geography and International Inequality", *Journal of International Economics*, 62, pp. 53-82.
- Rodríguez Pose, A. (1999), "Innovation Prone and Innovation Averse Societies", *Economic Performance in Europe: Growth and Change*, 30, pp. 75-105.
- , A. (2001), "Is R&D Investment in Lagging Areas of Europe Worthwhile? Theory and Empirical Evidence", *Papers in Regional Science*, 80, pp. 275-295.
- Roos, M. (2001), "Wages and Market Potential in Germany", *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, 21, pp. 171-195.
- Rosenthal, S. S., y W. C. Strange (2004), "Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies", V. Henderson y J. F. Thisse (comps.), *Handbook of Urban and Regional Economics*, 4.
- Sargan, J. (1964), "Wages and Prices in the United Kingdom: A Study of Econometric Methodology", P. Hart y J. Whittaker (comps.), *Econometric Analysis for Natural Economic Planning*, Londres, Butterworths.
- Schürman, C., K. Spiekermann y M. Wegener (1997), "Accessibility Indicators", *Berichte aus dem Institut für Raumplanung*, 39, Dortmund, IRPUD.
- Villaverde, J. (2001), "La distribución espacial de la renta en España: 1980-1995", *Papeles de Economía Española*, 88, pp. 166-181.
- (2005), "Provincial Convergence in Spain: A Spatial Econometric Analysis", Universidad de las Naciones Unidas, *Applied Economic Letters*, 12, pp. 697-700.