



Revista de Economía Aplicada

ISSN: 1133-455X

rea@unizar.es

Universidad de Zaragoza

España

SERRANO, GUADALUPE
ECONOMÍAS EXTERNAS Y PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO
Revista de Economía Aplicada, vol. VIII, núm. 24, 2000, pp. 105-135
Universidad de Zaragoza
Zaragoza, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=96917630003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

ECONOMÍAS EXTERNAS Y PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO

GUADALUPE SERRANO

Universitat de València

El objetivo de este trabajo es cuantificar el impacto a corto y largo plazo de las economías externas tecnológicas en el crecimiento de la productividad aparente del trabajo de las regiones españolas en el período 1980-1994, desde una perspectiva sectorial y temporal. En él se consideran las variables tradicionales en la literatura para medir dichas externalidades: la especialización y la diversidad sectorial en la actividad económica de cada región. Las aportaciones del presente trabajo implican, por una parte, el tratamiento de la información mediante técnicas de datos de panel, metodología que permite analizar el problema desde un punto de vista sectorial-regional y temporal. Además, la contrastación de las hipótesis asumidas en el modelo permite obtener estimadores consistentes y eficientes, bajo problemas de simultaneidad de las variables explicativas y existencia de correlación serial en los residuos. Con todo ello se consigue determinar cuál es el efecto de las economías externas en el crecimiento regional en España, como una de las posibles fuentes del mismo.

Palabras clave: desigualdades regionales, productividad sectorial, economías externas, método generalizado de momentos para panel dinámico.

Clasificación JEL: R11, C33.

El papel de las economías externas como fuente de crecimiento económico en el ámbito regional constituye un campo de renovado interés en la literatura, como demuestran, entre otros, los trabajos de Glaeser *et al.* (1992), Goicolea *et al.* (1995) y Callejón y Costa (1996). Estos autores suponen que el desarrollo de economías de ámbito inferior al nacional, se articula en torno a distintos procesos de especialización o diversificación de la producción. De acuerdo con este enfoque, las especificidades que determinan la distinta evolución regional de estos procesos vendrían dadas por la presencia de externalidades locacionales y sectoriales.

Así, Glaeser *et al.* (1992) distinguen entre externalidades dinámicas (generadoras de crecimiento), y estáticas (generadoras únicamente de aglomeración de la actividad), para centrarse en las primeras, concretamente en aquellas asociadas a la difusión de conocimientos. En el enfoque de Marshall (1923), Arrow (1962) y Romer (1986): (MAR), ver cuadro 1, dicha difusión implica que el conjunto de empresas de la industria se beneficia de las distintas innovaciones tecnológicas que se producen en el seno de la misma, fenómeno que actualmente se conoce

como *knowledge spillovers* o desbordamientos tecnológicos. Jacobs (1984), por su parte, incorpora el papel de la diversidad de industrias en un territorio como medio que favorece la difusión de conocimientos entre las mismas, de tal forma que la actividad innovadora “tira” de las demás, siendo mayor dicha actividad innovadora cuanto mayor sea la competencia. En el primer caso, se habla de economías de especialización, y en el segundo de economías de diversidad.

Cuadro 1: IMPACTO DE LAS ECONOMÍAS EXTERNAS SOBRE EL CRECIMIENTO REGIONAL

	Difusión de Conocimientos		Tasa de Innovación
	Especialización	Diversidad	Competencia
Mar	+	–	–
Porter (1992)	+	–	+
Jacobs (1984)	–	+	+

Fuente: elaboración propia a partir de Glaeser *et al.* (1992).

En el presente trabajo la consideración de las economías externas de aglomeración y su impacto sobre el crecimiento de la región difiere de los autores anteriormente citados. Para dichos autores, la idea de la difusión de conocimientos dentro de una industria y entre industrias se refiere a la fuente de aprendizaje de las empresas, si bien los conocimientos provienen de otra empresa de la misma industria (economías externas de especialización) o de una industria diferente (economías externas de diversidad). Sin embargo, si se pretende ir más allá del desarrollo de un sector, formado por industrias, para analizar el desarrollo de una región, se debe considerar la actividad productiva de la misma, en este caso agregada en grandes sectores, puesto que son las características de los sectores¹ en cada región las que determinan el impacto de las economías externas sobre el crecimiento.

También en este caso las economías externas de aglomeración van a ser ahorradoras de costes o aumentadoras de la productividad del sector en la región. Una

(1) Las diferencias en la composición sectorial de las economías regionales, explican parte de las desigualdades observadas en las mismas, por ello el análisis se debe abordar desde una perspectiva sectorial por un doble motivo. En primer lugar, la consideración sectorial permite recoger cambios en la estructura económica de la región que serían inapreciables desde una perspectiva agregada. En segundo lugar, y relacionado con esta idea, con análisis agregados no se puede identificar qué sectores contribuyen o no a las desigualdades observadas, y por ello, cuáles son los factores de desigualdad.

mayor especialización de la región en determinado sector, favorece la difusión de las innovaciones dentro del sector² y genera la aparición de ventajas locales (habilidad de los trabajadores, infraestructuras, Administración Local) que van a favorecer un mayor desarrollo del sector, y en la medida en que la región está especializada en dicho sector, también de la región. Además, si en la región existe un grupo de sectores estrechamente relacionados, bien como oferentes o demandantes de *inputs*, una innovación en uno de ellos “arrastrará” el desarrollo del resto de sectores con los que se relaciona, aumentando el crecimiento de la región.

En este contexto, el presente trabajo profundiza en el estudio de la relación entre la presencia de economías externas en los sectores y el crecimiento desigual de la productividad en las regiones españolas observado en el período 1980-1994. El objetivo es analizar si las economías externas tecnológicas, asociadas a la difusión de conocimientos entre sectores y regiones, son una fuente de crecimiento económico y convergencia regional. La aportación de evidencia a favor de esta hipótesis, y la explicación de los mecanismos a través de los cuales dichas externalidades favorecen el crecimiento y la disminución de las disparidades regionales, son los resultados básicos de esta investigación.

1. UNA PANORÁMICA DEL PROBLEMA

Los hechos estilizados del crecimiento de las naciones, enunciados por Kaldor en 1961, indican que el crecimiento sostenido de la productividad del trabajo, así como de la *ratio* capital-trabajo, hacen que la relación producto-capital sea estacionaria a lo largo del tiempo. Estas características del comportamiento de la productividad, de la *ratio* capital-trabajo y del *output* sobre el capital se verifican en el crecimiento medio de las regiones españolas, es decir, para la media nacional. No obstante, el comportamiento de cada una de las regiones puede diferir de este comportamiento medio, ocasionando patrones diferentes de crecimiento de la productividad en cada una de ellas, como se puede ver en el cuadro 2. Se observa que la productividad aparente del trabajo ha seguido un proceso convergente en las regiones españolas, puesto que las regiones con niveles iniciales de productividad más bajos, presentan las mayores tasas de crecimiento por encima de la media, al contrario de lo que ocurre para las regiones con niveles iniciales más elevados.

Si se analizan las disparidades regionales en la productividad aparente del trabajo total, ver el gráfico 1, se concluye que éstas disminuyen a lo largo del período analizado y con mayor intensidad en la década de los setenta. Así que cabe hablar de un proceso de σ -convergencia en la productividad aparente del trabajo desde inicios de los setenta hasta aproximadamente dicho año, 1987.

Sin embargo, pese a este resultado para la productividad total de las regiones, desde una perspectiva sectorial ya no cabe hablar de una disminución de las disparidades entre las regiones españolas. En el gráfico 2 se presenta el coeficiente de variación del VAB por ocupado regional, desagregado a cuatro sectores pro-

(2) Puesto que las industrias que lo componen están interrelacionadas, se hacen internas al sector las externalidades de especialización y diversidad presentes en las industrias que lo componen.

Cuadro 2: DIFERENCIAS DE CRECIMIENTO ENTRE CADA REGIÓN³
Y LA MEDIA ACTUAL. TASAS PROMEDIO DEL PERÍODO 1972-1994

	$(\dot{Y}/\dot{L})_R - (\dot{Y}/\dot{L})_N$	$(\dot{Y}/\dot{K})_R - (\dot{Y}/\dot{K})_N$	$(\dot{K}/\dot{L})_R - (\dot{K}/\dot{L})_N$
GA	1,45	0,44	1,01
EX	1,45	0,27	1,18
CM	0,39	-0,37	0,76
AN	0,22	-0,33	0,55
AS	0,24	0,02	0,22
CB	0,45	0,91	-0,46
CL	-0,19	-0,65	0,46
CV	-0,32	-0,43	0,12
CN	-0,22	0,34	-0,56
RI	1,38	0,32	1,06
AR	-0,13	0,17	-0,29
MC	-0,57	-0,02	-0,56
CT	-0,20	0,32	-0,51
BL	-0,40	-0,11	-0,29
NA	-0,60	-0,39	-0,22
MT	-0,66	0,04	-0,70
PV	-0,64	0,39	-1,03

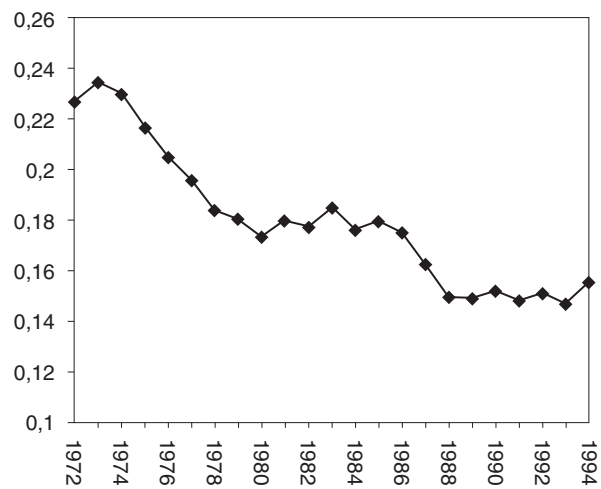
Nota: ordenación ascendente de las regiones según niveles de productividad aparente del trabajo en 1972.

Fuente: elaboración propia.

ductivos. Al igual que en el trabajo de Raymond y García (1994), la productividad sectorial solo muestra convergencia en el sector industrial desde 1976 hasta el año 1991, situación que se explica por la redistribución del empleo desde el sector agrícola hacia el resto de sectores productivos, la interrupción de los procesos migratorios interiores y la crisis industrial de los años ochenta. A partir de esta fecha, se invierten las pautas de comportamiento de los cuatro sectores productivos de tal forma que aumentan las disparidades de la productividad aparente de la Industria (resultado del comportamiento divergente de Bienes de Consumo y Bienes de Equipo, resultado de la reestructuración de los mismos tras la crisis indus-

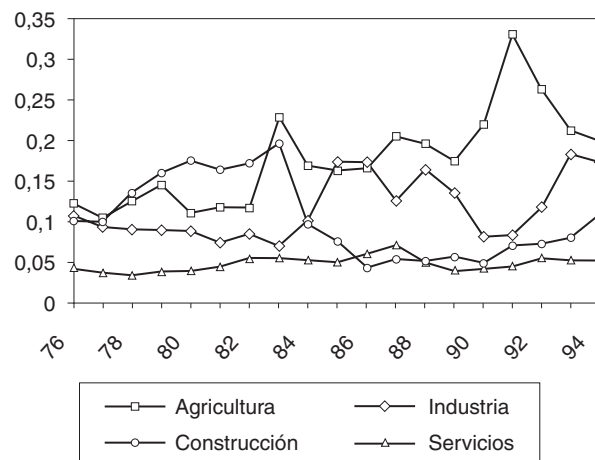
(3) La clave utilizada para nombrar las comunidades autónomas españolas es la siguiente. AN: Andalucía; AR: Aragón; AS: Asturias; BL: Baleares; CB: Cantabria; CL: Castilla-La Mancha; CM: Castilla-León; CN: Canarias; CT: Cataluña; CV: Comunidad Valenciana; EX: Extremadura; GA: Galicia; MC: Murcia; MT: Madrid; NA: Navarra; PV: País Vasco; RI: Rioja.

Gráfico 1: COEFICIENTE DE VARIACIÓN DE
LA PRODUCTIVIDAD APARENTE DEL TRABAJO TOTAL



Fuente: elaboración propia.

Gráfico 2: COEFICIENTE DE VARIACIÓN DE LA PRODUCTIVIDAD APARENTE SECTORIAL



Fuente: elaboración propia.

trial de los ochenta) y la Construcción, mientras que disminuyen en el sector primario, y se estanca en el terciario (donde destaca Transportes y Comunicaciones con una tendencia convergente).

Así, se observa un proceso de disminución de las disparidades regionales en la productividad aparente del trabajo durante la década de los setenta y primera mitad de los ochenta que se detiene aproximadamente en 1897. Sin embargo, una vez se considera la productividad del trabajo sectorial no es posible admitir la reducción de las disparidades regionales, puesto que, tras estas disparidades subyacen factores tales como la distinta especialización sectorial de estas economías, así como la existencia de ventajas comparativas locacionales para determinado sector, que afectarán de forma significativa la distinta evolución de la productividad del sector en cada región.

2. UN MODELO DE CRECIMIENTO CON ECONOMÍAS EXTERNAS

Se va a establecer un sencillo modelo basado en los trabajos de Glaeser *et al.* (1992) e Islam (1995). Se supone que las empresas de una industria j , ubicada en determinada región R , obtienen su *output* a partir de la función de producción:

$$(Y_{jt})_R = (A_{jt})_R (K_{jt})_R^\alpha (L_{jt})_R^\beta \quad [1]$$

donde $(Y_{jt})_R$ es el *output* del sector en la región, $(L_{jt})_R$ es el trabajo, y se asume que existe un parámetro, $(A_{jt})_R$ es una variable que recoge el estado de la tecnología de la industria j en la región R , en el momento t , aumentadora de la productividad de los factores. Si se asume el supuesto de rendimientos constantes a escala, $\alpha_{jR} + \beta_{jR} = 1$, la función de producción se puede expresar en unidades de trabajo de tal forma que:

$$(y_{jt})_R = (A_{jt})_R (k_{jt})_R^\alpha \quad [2]$$

Se supone que la tecnología en el sector j de la región R , viene dada por la expresión:

$$(A_{jt})_R = A_j(t) A_R(t) \eta(0)_{jR} \quad [3]$$

donde el primer término recoge la tecnología del sector común para todo el territorio nacional que varía a lo largo del tiempo. El segundo, $A_R(t)$, recoge además los rasgos específicos, distintos del resto de regiones, que la tecnología tendrá en la región. De acuerdo con el trabajo de Mankiw, Romer y Weil (1992), el tercer término, $\eta(0)_{jR}$, recoge no sólo las condiciones iniciales del sector y la región distintas de las tecnológicas, aspectos como la dotación de recursos, condiciones climáticas, las instituciones, y aspectos de las preferencias, sino también características tecnológicas que no son medibles y observables, pero que son constantes a lo largo del tiempo y que también pueden ser, por tanto, específicos para cada región

y sector. Si el progreso técnico es una función exponencial que varía a lo largo del tiempo se obtiene:

$$\ln(A_{jt})_R = \ln A_j(0) + \sum_{\tau=1}^t g_{j\tau} + \ln A_R(0) + \sum_{\tau=1}^t g_{R\tau} + \ln \eta(0)_{jR} \quad [4]$$

donde $A_j(0)$ y $A_R(0)$, son las condiciones iniciales de la tecnología del sector en la media nacional y en la región respectivamente, y g_{Rt} y g_{jt} , son la tasa de progreso técnico del sector en la región y la tasa de progreso técnico del sector para la media nacional respectivamente, que varían a lo largo del tiempo según las condiciones de la tecnología sectorial regional en cada momento del tiempo. Si sustituimos la expresión [4] en la ecuación [2], previa linealización mediante logaritmos se obtiene:

$$\ln(y_{jt})_R = \ln A_j(0) + \ln A_R(0) + \ln \eta(0)_{jR} + \sum_{\tau=1}^t g_{j\tau} + \sum_{\tau=1}^t g_{R\tau} + \alpha \ln(k_{jt})_R \quad [5]$$

A continuación se supone que los datos del sector j -ésimo para el total nacional son la media ponderada de los datos del sector en cada región. Según dicha hipótesis, la productividad media de dicho sector vendrá dada por la expresión:

$$\ln(y_{jt})_N = \ln A_j(0) + \sum_{\tau=1}^t g_{j\tau} + \alpha \ln(k_{jt})_N \quad [6]$$

en la que no se consideran los aspectos tecnológicos específicos del sector derivados de su ubicación espacial. A partir de la ecuación [6] se obtiene que la tecnología media del sector en el momento t viene dada según la ecuación:

$$\ln A_j(0) + \sum_{\tau=1}^t g_{j\tau} = \ln(y_{jt})_N - \alpha \ln(k_{jt})_N \quad [7]$$

de tal manera que, sustituyendo [7] en la ecuación [5] se obtiene:

$$\ln(y_{jt})_R = \ln A_R(0) + \ln \eta(0)_{jR} + \ln(y_{jt})_N - \alpha \ln(k_{jt})_N + \sum_{\tau=1}^t g_{R\tau} + \alpha_R \ln(k_{jt})_R \quad [8]$$

La cuantificación del progreso técnico local, que como ya se ha indicado varía a lo largo del tiempo, se va a aproximar según las ideas expuestas en los trabajos de Glaeser *et al.* (1992) y Jaffe *et al.* (1993). De acuerdo con Glaeser *et al.* (1992)⁴, la tecnología local, el progreso técnico local, crece a una tasa exógena a

(4) Y también: Callejón y Costa (1996), Goicolea *et al.* (1995), Henderson (1994), Weinhold y Rauch (1997).

las empresas del sector que depende del tipo de economías externas presentes en la región: de especialización, de diversidad y de monopolio local. Según cuál de estos efectos prevalezca en el sector, cabe hablar de externalidades tipo MAR, Porter o Jacobs, ver cuadro 1. Las economías externas de especialización, son una medida de la concentración de la actividad en la región, que aumenta el progreso técnico según MAR y Porter, y lo reduce según Jacobs. La competencia, o su inversa, el monopolio local, es una medida de la apropiabilidad de la innovación, que eleva el progreso técnico de acuerdo con MAR, y lo reduce según Porter. La diversidad ofrece una medida de la variedad de actividades que se desarrollan en la economía local, que favorecen el progreso técnico según Jacobs y lo reducen según MAR.

Además, la inclusión del progreso técnico desfasado indica la consideración de efectos *spillover* temporales. En este sentido, y de acuerdo con Jaffe (1993), el efecto acumulado de una mayor escala de actividad sectorial en el pasado, implica que en el período corriente las empresas operan en esa localización con mayores intangibles en forma de conocimientos acumulados (sobre tecnología, fuentes de oferta de *inputs* de distinta calidad, madurez de la red social de información) que si no tuviesen esa historia, por lo que su productividad será mayor.

Así, de acuerdo con las ideas apuntadas en los dos párrafos anteriores, el progreso técnico local en cada período se aproxima por la presencia de economías externas⁵ de especialización, $E_{jR}(t)$, y de diversidad, $D_{jR}(t)$, en el sector en dicho período, así como por el nivel de actividad en el pasado⁶, aproximado por la productividad del trabajo relativa, $\ln(y_{i(t-1)}) - \ln(y_{N(t-1)})$, y el capital por ocupado relativo, $\ln(k_{i(t-1)}) - \ln(k_{N(t-1)})$, del sector en la región respecto a la media nacional en el período anterior.

Una vez incluidas estas hipótesis en la ecuación [8], se supone que la tecnología del sector en las regiones y en la media nacional no tiene por qué ser la misma a corto plazo. Así, reparametrizando la ecuación y operando se obtiene:

$$\begin{aligned} [\ln(y_{it}) - \ln(y_{Nt})] = & \ln A_R(0) + \ln \eta(0)_{jR} + \sum_{\tau=1}^I \rho_{\tau} [\ln y_{i(t-\tau)} - \ln y_{N(t-\tau)}] + \\ & + \sum_{\tau=0}^I \theta_{\tau} \ln(k_{N(t-\tau)}) + \sum_{\tau=0}^I \alpha_{\tau} \ln(k_{i(t-\tau)}) + \\ & + \sum_{\tau=0}^I \varepsilon_{\tau} (IE_{i(t-\tau)}) + \sum_{\tau=0}^I \delta_{\tau} (ID_{i(t-\tau)}) + u_{it} \end{aligned} \quad [9]$$

(5) En este caso no es posible aproximar las externalidades tipo Porter puesto que no se dispone de información homogénea con la base de datos utilizada que permita construir un índice de competencia en el sector (generalmente calculado con datos de empresa).

(6) Henderson (1994) afirma que la utilización de las variables retardadas, responde a la hipótesis de que las decisiones de producción en un momento t , se basan en la mejor información y conocimiento de las actuales condiciones de producción, que son las realizaciones de los períodos anteriores.

2.1. Especificación econométrica

Analizando detalladamente la ecuación [9] se puede observar que existen dos sumandos que permanecen constantes a lo largo del tiempo. El primero de ellos recoge las condiciones iniciales de la tecnología del sector en la región, $\ln A_R(0)$. El segundo, $\ln \eta(0)_{jR}$, recoge no únicamente las condiciones iniciales en la región, sino que además incluye dotación de recursos, instituciones, factores específicos locales y otros factores que son inobservables, o bien que no son medibles. Dados estos aspectos que recogen ambos términos, se plantea la posibilidad de que exista una correlación distinta de cero con las variables explicativas del modelo, que puede crear problemas a la hora de estimar los parámetros del mismo. En el trabajo de Islam (1995), se estudian estas cuestiones. Tras evidenciar la inadecuación de la estimación del modelo por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), o por variables instrumentales (VI), para corregir este problema de dependencia, dicho autor sugiere que el enfoque econométrico de datos de panel provee de mejores técnicas para controlar por este término inobservable posiblemente correlacionado con el resto de variables explicativas. De acuerdo con esta idea, se puede ver que el modelo especificado en la ecuación [9] es un modelo de datos de panel con $(\ln A_R(0) + \ln \eta(0)_{jR})$ como el efecto individual específico de cada región y sector, μ_i , constante a lo largo del tiempo, donde los individuos son cada uno de los j sectores en cada una de las R regiones: $i = jR$.

Especificando el modelo de acuerdo con la notación de la literatura de datos de panel se obtiene:

$$\begin{aligned} [\ln(y_{it}) - \ln(y_{Nt})] = & \mu_i + \sum_{\tau=1}^l \rho_{\tau} [\ln y_{i(t-\tau)} - \ln y_{N(t-\tau)}] + \\ & + \sum_{\tau=0}^l \theta_{\tau} \ln(k_{N(t-\tau)}) + \sum_{\tau=0}^l \alpha_{\tau} \ln(k_{i(t-\tau)}) + \\ & + \sum_{\tau=0}^l \varepsilon_{\tau} (IE_{i(t-\tau)}) + \sum_{\tau=0}^l \delta_{\tau} (ID_{i(t-\tau)}) + u_{it} \end{aligned} \quad [10]$$

La disponibilidad de información anual para todas las variables del modelo permite disponer de un panel completo, en el que es posible explotar toda la dimensión temporal de los datos, además de la individual, a través de un modelo dinámico de datos de panel. De esta forma es posible analizar el comportamiento dinámico del modelo. Es decir, es posible analizar cuál es su ajuste a corto plazo ante la variación de alguna variable explicativa, una vez se controla por el resto de variables, y cómo evoluciona dicho ajuste a lo largo del tiempo. La aproximación de los efectos acumulativos del progreso técnico en cada período mediante los retardos de las variables del modelo presenta ventajas adicionales, ya que permite dotar de la máxima flexibilidad y amplitud a la estructura dinámica del sistema. Además, los retardos de la variable dependiente pueden captar parte de la influencia de variables no consideradas en el modelo, y así reducir la posibilidad de sesgos por omisión de variables.

No obstante, no se van a incluir todos los retardos de las variable desde el inicio de la muestra, ya que los *spillovers* temporales serán cercanos a cero conforme estén más lejanos en el pasado (de otra forma el modelo sería explosivo). Además, la inclusión de un número adecuado de retardos asegura errores no correlacionados asintóticamente. Así, se incluyen l retardos de las variables dependiente e independientes, como variables predeterminadas. Además, puesto que la hipótesis básica sobre la que se articula este modelo es la existencia de correlación entre los efectos individuales, μ_i , y las variables explicativas, la estimación del mismo por MCO, como ya se ha apuntado anteriormente, daría lugar a una estimación sesgada e inconsistente de los parámetros. La solución pasa por abordar dicha estimación mediante técnicas econométricas de datos de panel. El primer paso será eliminar el efecto individual tomando primeras diferencias del modelo:

$$\begin{aligned} \Delta[\ln(y_{it}) - \ln(y_{Nt})] = & \sum_{\tau=1}^l \rho_{\tau} \Delta[\ln y_{i(t-\tau)} - \ln y_{N(t-\tau)}] + \\ & + \sum_{\tau=0}^l \theta_{\tau} \Delta[\ln(k_{N(t-\tau)})] + \sum_{\tau=0}^l \alpha_{\tau} \Delta[\ln(k_{i(t-\tau)})] + \\ & + \sum_{\tau=0}^l \varepsilon_{\tau} \Delta(IE_{i(t-\tau)}) + \sum_{\tau=0}^l \delta_{\tau} \Delta(ID_{i(t-\tau)}) + v_{it} \end{aligned} \quad [11]$$

El problema que surge al tratar el efecto individual de esta forma, es la introducción de autocorrelación serial de primer orden en el modelo. Además, también se introducen problemas de simultaneidad de las variables explicativas, aún en el caso en que el término de error esté idénticamente distribuido (i.i.d.). En efecto, $\Delta \ln(y_{it})$ está correlacionado con v_{it} , y también $\Delta \ln Y_{i(t-1)}$ lo estará con v_{it} , a través de $u_{i(t-1)}$ que afecta a $\ln Y_{i(t-1)}$, y de la misma forma, no sería erróneo considerar la posibilidad de que el resto de explicativas en el momento $(t-1)$ estuviesen afectadas por $u_{i(t-1)}$. La presencia de este problema, cuanto menos en lo referente a las variables desfazadas un período, suponiendo que desfases más alejados en el tiempo estén predeterminados, plantea la necesidad de recurrir a métodos de estimación por variables instrumentales.

Más aún, puesto que un componente importante del crecimiento económico es la acumulación de capital, y dada la interrelación que existe entre ambos conceptos, puede existir un problema de simultaneidad entre el crecimiento de la productividad y la acumulación de capital en el sector, hecho que de nuevo plantea la necesidad de estimar el modelo por variables instrumentales. La última fuente de simultaneidad en el modelo se deriva de la presencia de las variables nacionales como variables explicativas. Dado que la media nacional es la suma ponderada de los datos regionales, se podría dar este problema. Por tanto, se deben tener en cuenta estas consideraciones a la hora de estimar el modelo. Es decir, se debe elegir un método de estimación que permita corregir los problemas de simultaneidad y endogeneidad mediante variables instrumentales, que admita variables predeterminadas y no estrictamente exógenas como explicativas, y la posibilidad de que los residuos presenten correlación serial. Según estos requisitos, el método de es-

timación de distancia mínima adecuado es el Método Generalizado de Momentos en dos etapas para modelos dinámicos de datos de panel⁷.

3. ESTIMACIÓN DEL MODELO Y RESULTADOS

La estimación del modelo en primeras diferencias, según la ecuación [11], se ha realizado mediante el Método Generalizado de Momentos en dos etapas para datos de panel (MGM) ya que, como se ha apuntado en la sección anterior, es el método que permite obtener estimadores consistentes bajo problemas de simultaneidad de las variables, errores de medida y presencia de autocorrelación serial de primer orden. En esta estimación, siguiendo la tendencia de la literatura existente, los instrumentos de que se dispone son las variables del modelo en niveles, tanto la variable dependiente como las variables explicativas⁸, en el período corriente y sus retardos. Los individuos considerados son cada uno de los seis sectores: Agricultura (A), Energía (E), Productos industriales (I), Construcción (B), Servicios destinados a la venta (S) y Servicios no destinados a la venta (N), en cada una de las diecisiete comunidades autónomas españolas, tratándose por tanto de 102 individuos para los que se dispone de información desde 1980 hasta 1994.

Un paso previo a la presentación de los resultados de la estimación, con el fin de asegurar la consistencia de la misma, es la realización de los contrastes de especificación del modelo. La especificación del modelo y la elección del método de estimación se han realizado según determinadas hipótesis cuya validez se debe contrastar. La importancia de dichos contrastes es crucial, puesto que son las hipótesis realizadas las que permiten hablar de la consistencia de los estimadores obtenidos, así como de su eficiencia.

En primer lugar, la posibilidad de errores de medida, sobre todo en la medición de las economías externas puesto que son conceptos aproximados por determinados índices, o el problema de endogeneidad de las variables explicativas, comentados en la Sección 2, indican la necesidad de recurrir a un método de estimación de variables instrumentales (VI). El estimador de VI es consistente, suponiendo la ausencia de correlación serial en el término de error, siempre que la matriz de instrumentos esté correlacionada con las variables explicativas que causan el problema de simultaneidad, y no esté correlacionada con el término de error, Greene (1993). En segundo lugar, la existencia de problemas de simultaneidad requiere el análisis de la exogeneidad fuerte y débil de las variables explicativas. Por último, el tratamiento de los datos mediante técnicas de estimación de datos de panel, implica la existencia de correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas del modelo, hipótesis que también se ha contrastado mediante un test tipo Hausman.

Los resultados de los contrastes de especificación, ver apéndice 3, sugieren que se debe estimar el modelo en primeras diferencias, mediante variables instrumentales tal y como se había supuesto. Así, se obtienen estimadores consistentes

(7) Arellano y Bover (1990), Arellano y Bond (1991).

(8) Ver apéndice 1.

que permiten analizar cuál es el impacto de las economías externas en el crecimiento económico de las regiones.

El cuadro 3 muestra los resultados de la estimación del modelo dinámico tanto en términos generales para todos los sectores, como para cada uno de ellos en particular. La primera estimación se ha realizado sin considerar la presencia de las economías externas, variables que se han incluido en la segunda estimación. En concreto se ha utilizado⁹ el índice de especialización en términos de VAB, IE(Y), y el de diversidad en términos de empleo, ID(L). El resultado que cabe señalar es que la ausencia de variables que aproximan la presencia de efectos externos en el sector, sobrestima la importancia de las economías a escala¹⁰, ya que el impacto instantáneo del capital por ocupado del sector en la región es superior en la primera estimación para todos los retardos considerados, mientras que en la segunda estimación, en la que se incorporan las economías externas, dichos parámetros son menores.

Los resultados confirman la presencia de externalidades tecnológicas específicas de cada sector, aproximadas por el crecimiento del capital por ocupado del sector para la media nacional. El impacto corriente del crecimiento del capital por ocupado medio para el sector sobre el diferencial de crecimiento de la productividad es elevado. En la medida que la media del sector se capitaliza, la región pierde posiciones relativas en cuanto a su nivel de capitalización respecto a la media nacional, hecho que implica una ralentización en su ritmo de acumulación de capital comparado con la media nacional.

No obstante, transcurrido un período, el sector en la región comienza a asumir las nuevas tecnologías, de tal forma que el crecimiento de su productividad aumenta, y también la brecha respecto al crecimiento medio. Sin embargo cabe decir que este efecto es menor conforme la acumulación de capital por ocupado medio se produzca más lejos del período t . Estos resultados se pueden comprobar con mayor facilidad gráficamente, mediante funciones impulso-respuesta, ver gráfico 3¹¹.

Del análisis sectorial se desprende que este comportamiento es heterogéneo. En el caso de Energía, Construcción y Servicios destinados a la venta, en los que la competencia y la obsolescencia de los conocimientos son mayores, este proceso es más rápido, siendo significativas capitalizaciones del sector más recientes.

El efecto de un aumento de la acumulación de capital por ocupado del sector en la región incrementa la brecha existente en el crecimiento de la productividad entre dicho sector y la media nacional. En el período corriente dicho impacto es cercano a la unidad en todos los sectores excepto Industria y Construcción, en los que un aumento en la acumulación de capital se traslada al crecimiento del dife-

(9) Ver apéndice 2.

(10) Caballero y Lyons (1990) muestran que, con la misma información que utiliza Hall(1988) sobre 20 sectores industriales en Estados Unidos, la consideración de economías externas ligadas al *output* total reduce substancialmente la aparente importancia de las economías de escala.

(11) En el gráfico 3 se recoge la dinámica de transición a corto plazo de un impulso unitario en el crecimiento de cada variable explicativa considerada, permaneciendo constantes las demás, sobre la variable dependiente.

Cuadro 3: ESTIMACIÓN DEL IMPACTO A CORTO PLAZO DE LAS ECONOMÍAS EXTERNAS
EN EL DIFERENCIAL DE PRODUCTIVIDAD SECTORIAL

$$\begin{aligned} \Delta[\ln(y_{it}) - \ln(y_{Nt})] = & \sum_{\tau=1}^I \rho_{\tau} \Delta[\ln y_{i(t-\tau)} - \ln y_{N(t-\tau)}] + \sum_{\tau=0}^I \theta_{\tau} \Delta[\ln(k_{N(t-\tau)})] \\ & + \sum_{\tau=0}^I \alpha_{\tau} \Delta[\ln(k_{i(t-\tau)})] + \sum_{\tau=0}^I \varepsilon_{\tau} \Delta(IE_{i(t-\tau)}) + \\ & + \sum_{\tau=0}^I \delta_{\tau} \Delta(ID_{i(t-\tau)}) + v_{it} \end{aligned}$$

<i>Modelo dinámico</i>		<i>Estimación por sectores</i>					
	Estimación 1	Estimación 2	Agricultura	Energía	Industria	Construcc.	Serv. dest. vta.
c	0,005**	-0,003**	-0,01**	0,00	0,00	-0,00	0,00
ρ_1	0,476**	0,283**	0,19**	0,06	0,49**	0,37**	0,21**
ρ_2	0,018	-0,044*	-0,05*	0,13**	-0,17**	-0,16**	-0,02
ρ_3	0,066**	-0,047	-0,00	0,00	0,07*	0,00	0,01
ρ_4	-0,055*	-0,016	-0,13**	0,09**	-0,11**	-0,09*	-0,03
ρ_5	-0,024	0,000	0,09*	0,05	-0,11**	0,10*	-0,17**
θ_0	-0,640**	-0,651**	-0,70**	-1,04**	-0,74**	-0,55**	-1,00**
θ_1	0,306**	0,205**	0,15*	0,13*	0,35**	0,19**	0,26**
θ_2	0,191**	0,112**	0,09	0,06	0,12**	0,06	0,11*
θ_3	0,244**	0,118**	0,18**	0,10*	0,12**	0,07	0,05
θ_4	-0,240**	-0,142**	-0,44**	0,04	-0,30**	0,09	-0,06
θ_5	0,056	0,142*	0,25**	-0,03	-0,24*	0,31**	-0,15**
							0,14*

Cuadro 3: ESTIMACIÓN DEL IMPACTO A CORTO PLAZO DE LAS ECONOMÍAS EXTERNAS
EN EL DIFERENCIAL DE PRODUCTIVIDAD SECTORIAL (CONTINUACIÓN)

<i>Modelo dinámico</i>		<i>Estimación por sectores</i>					
Estimación 1	Estimación 2	Agricultura	Energía	Industria	Construcc.	Serv. dest.vta.	Serv.no dest.vta.
α_0	0,905**	1,04**	0,95**	0,64**	0,56**	1,04**	0,90**
α_1	-0,514**	-0,20**	-0,10	-0,34**	-0,22**	-0,26**	-0,15**
α_2	-0,090**	-0,08*	-0,21**	0,06	-0,02	-0,00	-0,23**
α_3	-0,114**	0,04	-0,09*	-0,08*	-0,06	-0,14**	-0,20**
α_4	0,008	-0,00	-0,15**	0,05	-0,06	0,07*	-0,08*
α_5	0,029	0,08	-0,09**	0,11**	-0,23**	0,19**	-0,09*
δ_0	-0,404	-2,21**	0,06	-0,30	1,52	-0,59**	0,59
δ_1	0,505**	1,36**	0,45	0,98**	-0,33	-0,17**	-0,11
δ_2	-0,396**	-0,54	-1,66**	-0,31*	0,33	-0,16*	0,44**
δ_3	0,278	0,38	0,20	0,33	0,20	0,38	0,24
δ_4	0,179	0,61	-0,40	0,32**	1,07*	-0,13*	0,22
δ_5	-0,116	-1,87**	0,39	-1,00**	1,00*	-0,34**	0,14
ε_0	0,654**	0,70**	0,73*	1,01**	0,70**	0,50**	0,62**
ε_1	-0,106	-0,12**	0,01	-0,54**	-0,39**	-0,19	0,11
ε_2	0,045*	0,01	-0,07**	0,01	0,12**	0,16**	0,00
ε_3	0,064*	0,00	0,01	-0,20**	0,06	-0,07	-0,14**
ε_4	-0,009	0,07**	-0,05	0,05	0,06	-0,09*	-0,09**
ε_5	-0,006	-0,05	-0,06	0,07	-0,02	0,16**	0,01

Notas: **significativo al 1%, * significativo al 5%. Número de ecuaciones para cada año: 6, $l=6$, $T=14$. El sexto retardo no se presenta puesto que en ningún caso resulta significativo y no altera los resultados de la estimación. Test de Sargan de restricciones de sobreidentificación. Modelo general: Test de Sargan(63) = 41,11 P-value = 0,99. N° observaciones = 816.

Sectores: el test de Sargan se acepta con algo más del 90% de prob. N° obs. = 136. Instrumentos: $Z_{X_{it}(t-1)}$, $\forall t \geq 1$, $Z_{Y_{it}(t-1)}$, $\forall t \geq 2$.

Gráfico 3: FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA. IMPACTO DE UN IMPULSO TRANSITORIO Y DINÁMICA DE TRANSICIÓN SOBRE EL DIFERENCIAL DE CRECIMIENTO DE LA PRODUCTIVIDAD APARENTE SECTORIAL

Gráfico A: Dinámica de ajuste al equilibrio. *Shock* transitorio (t-5): $\Delta (K/L)_{it} = 1$

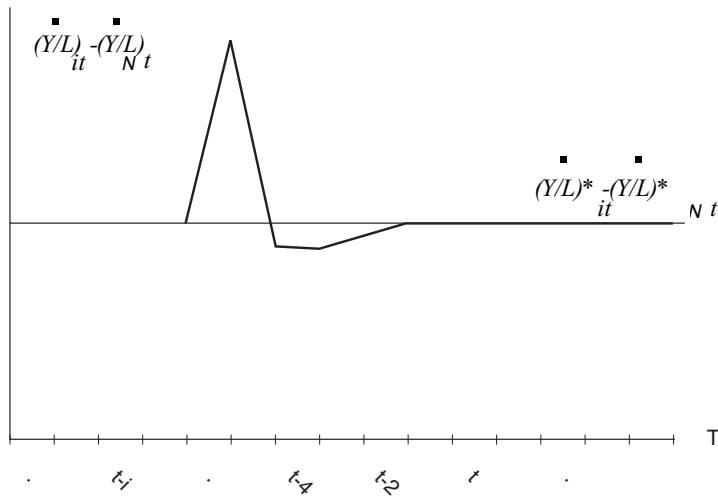
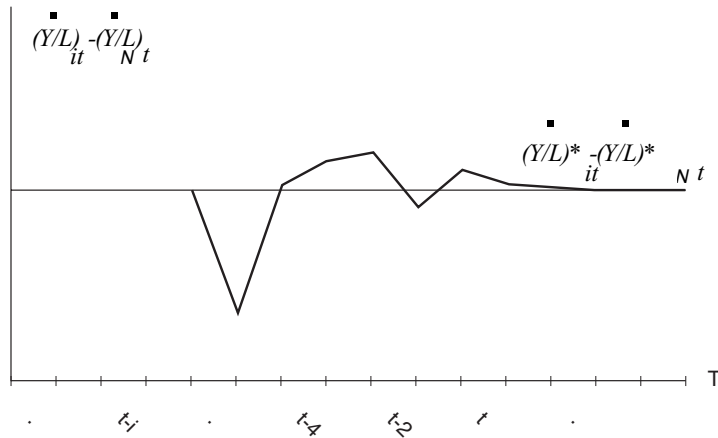


Gráfico B: Dinámica de ajuste al equilibrio. *Shock* transitorio (t-5): $\Delta (K/L)_{Nt} = 1$



rencial de productividades aproximadamente en un 60% en el mismo período en el que se produce dicho incremento. Igualmente, el cálculo del coeficiente de escala en cada sector pone de manifiesto la heterogeneidad tecnológica subyacente entre los mismos y el error que se comete cuando se supone una función de producción agregada para el *output* de una economía.

Además, la presencia de las economías externas específicas del sector en la región es uno de los factores determinantes de la evolución del diferencial de crecimiento de la productividad sectorial entre la región y la media nacional. Así, la significatividad de sus retardos indica que la transmisión de conocimientos no es un proceso instantáneo, sino que se prolonga en el tiempo según la velocidad con la que se difunda entre las empresas en determinada localización.

El aumento de la diversidad en el resto de actividades de la región aumenta dicho diferencial de crecimiento en Agricultura, Energía, Industria y Servicios destinados a la venta. En el sector agrícola y el de Servicios destinados a la venta su impacto es positivo en el período corriente. Mientras que en el primero se requiere el transcurso de cinco años para que dicha innovación aumente el diferencial de crecimiento en el presente, en el segundo sector las economías externas de diversidad se muestran significativas en todos los períodos, indicando un proceso de difusión de conocimientos entre sectores continuado, pero con una importancia menor a medida que la innovación se realiza más lejos del período corriente.

Sin embargo, en los sectores Energía e Industria, las economías externas de diversidad requieren un período de maduración de dos y cinco períodos respectivamente para que su efecto aumente el diferencial de crecimiento de la productividad en el período corriente. En el caso del sector Construcción, un aumento de la concentración en el resto de la economía tarda al menos cuatro años en traducirse en un aumento de su producción, y por ende de su productividad, mientras que los Servicios Públicos responden a las mayores necesidades de la economía con dos años de retraso.

Las economías externas de especialización explican parte de las desigualdades existentes entre la productividad sectorial de la región y la nación. Atendiendo al comportamiento dinámico del modelo cabe decir que el impacto corriente de esta variable es positivo y elevado, pero menor conforme el *shock* tecnológico recogido por el aumento unitario de esta variable se produce más alejado en el pasado. Este comportamiento es común a todos los sectores analizados. En concreto, dicho impacto es particularmente elevado en Industria. Un aumento de este sector en determinada región implica mayor interrelación entre las ramas productivas que lo componen y, por tanto, mayores externalidades que favorecen la productividad sectorial en su conjunto.

No obstante, para retardos superiores, las economías externas de especialización no son significativas o bien pasan a ser deseconomías, puesto que su impacto es no significativo o negativo. ¿A qué puede deberse este resultado? Se supone que existe una acumulación de conocimientos en el sector, tal que su difusión entre las empresas de dicho sector favorece una mayor productividad respecto a la media nacional. Sin embargo, dicha acumulación de conocimientos se deprecia puesto que con el avance del tiempo se sigue realizando I+D, y se realizan nuevos descubrimientos, de tal modo que un aumento de la especialización hace cuatro o

cinco años puede no afectar, o ser contraproducente para la evolución actual del sector. Esta idea se confirma con los resultados del cuadro 3. En sectores sujetos a tecnologías con mayor obsolescencia, como Energía, y también Industria, se observan retardos negativos y significativos de dicha variable para dos, y uno y tres periodos respectivamente.

A partir de estos resultados, obtenidos para el modelo dinámico a corto plazo, es posible obtener los multiplicadores a largo plazo del mismo. Para ello se supone que a largo plazo la economía ha llegado al estado estacionario. En él la tasa de crecimiento de todas las variables es constante a lo largo del tiempo. Así, dada la presencia de los retardos de la variable dependiente, los multiplicadores a largo plazo se calculan según las ecuaciones:

$$\alpha_{lp} = \frac{\sum_{\tau=0}^L \hat{\alpha}_{\tau}}{1 - \sum_{\tau=1}^L \hat{\rho}_{\tau}}, \quad \theta_{lp} = \frac{\sum_{\tau=0}^L \hat{\theta}_{\tau}}{1 - \sum_{\tau=1}^L \hat{\rho}_{\tau}}, \quad \delta_{lp} = \frac{\sum_{\tau=0}^L \hat{\delta}_{\tau}}{1 - \sum_{\tau=1}^L \hat{\rho}_{\tau}}, \quad \varepsilon_{lp} = \frac{\sum_{\tau=0}^L \hat{\varepsilon}_{\tau}}{1 - \sum_{\tau=1}^L \hat{\rho}_{\tau}}$$

en los que cabe distinguir un efecto directo y un efecto inducido por los *spillover* temporales, por ejemplo α_{lp} = efecto directo + efecto inducido (efecto *spillover*):

$$\alpha_{lp} = \frac{\hat{\alpha}_0}{1 - \sum_{\tau=1}^L \hat{\rho}_{\tau}} + \frac{\sum_{\tau=0}^L \hat{\alpha}_{\tau}}{1 - \sum_{\tau=1}^L \hat{\rho}_{\tau}}$$

ya que se supone que en el estado estacionario, para $\tau = 1, 2, \dots, L$:

$$\Delta \ln(k_{Nt}) = \Delta \ln(k_{N(t-1)}) = \dots = \Delta \ln(k_{N(t-\tau)}); \quad \Delta \ln(k_{it}) = \Delta \ln(k_{i(t-1)}) = \dots = \Delta \ln(k_{i(t-\tau)}); \\ \Delta IE_{it} = \Delta IE_{i(t-1)} = \dots = \Delta IE_{i(t-\tau)}; \quad \Delta ID_{it} = \Delta ID_{i(t-1)} = \dots = \Delta ID_{i(t-\tau)}.$$

Así, en el largo plazo, el efecto del capital por ocupado del sector en la región y para la media nacional, tiene el signo adecuado según el modelo especificado en la ecuación [8]. El aumento del capital por ocupado del sector en la región aumenta la productividad del trabajo del mismo respecto a la media nacional, puesto que implica una mayor capitalización del sector respecto a la media, mientras que un aumento de la capitalización media del sector tiene el efecto contrario, acercando el crecimiento de la productividad en la región y la nación. Cabe concluir pues que el efecto de las externalidades temporales aumenta el rendimiento del capital a largo plazo (sobre lo que cabría esperar) en los sectores intensivos en mano de obra: Agricultura, Energía y Servicios destinados a la venta, en la línea de los modelos de crecimiento endógeno de Romer (1986) y Lucas (1988).

Además, si se supusiera que a largo plazo todas las regiones han adoptado la tecnología existente¹² para determinado sector: $\alpha_{lp} = \theta_{lp}$, el diferencial de produc-

(12) No solo se refiere a los rendimientos del factor, sino también a los efectos acumulados de los conocimientos a lo largo del tiempo.

Cuadro 4: ESTIMACIÓN A LARGO PLAZO

	Mod. general	Agricultura	Energía	Industria	Construcc.	Serv. dest.vta.	Serv.no dest.vta.
α_{Lp}	0,338**	0,89**	0,32**	0,43**	0,00	0,89**	0,15**
θ_{Lp}	-0,216*	-0,46**	0,74**	-0,69**	0,17	-0,79**	-0,14
δ_{Lp}	0,046	-2,28**	-1,49*	0,01	3,80**	-1,00**	1,53**
ε_{Lp}	0,642**	0,61**	0,55**	0,43*	0,53**	0,47**	0,51**

Notas: ** significativo al 1%. * significativo al 5%. Número de ecuaciones para cada año: 6, L = 6, T = 14. El sexto retardo no se presenta puesto que en ningún caso resulta significativo y no altera los resultados de la estimación.

Contrastes de largo plazo: $H_0: \alpha = -\theta$; Modelo general: Wald(1) = 4,657* Prob = 0,030.

Agricultura: Wald(1) = 10,47** Prob = 0,001. Energía: Wald(1) = 4,93* Prob = 0,026. Industria: Wald(1) = 2,14 Prob = 0,143. Construcción: Wald(1) = 12,95** Prob = 0,000. Servicios Dest. Venta: Wald(1) = 3,90* Prob = 0,048. Servicios no Dest. Venta: Wald(1) = 0,01 Prob = 0,921.

tividad del trabajo del sector entre la nación y la región persistiría dadas las diferentes condiciones iniciales, la presencia de economías externas y las diferencias en las dotaciones factoriales del sector en cada región.

Se ha realizado el contraste de la hipótesis que supone la igualdad, en valor absoluto, del multiplicador a largo plazo del crecimiento del capital por ocupado de cada sector en la región y la nación. Los resultados que se incluyen en el cuadro 4 indican que, sólo en el caso de Industria y Servicios no destinados a la venta, se acepta que la desigualdad en el crecimiento del VAB por ocupado sectorial entre la nación y la región es función de la desigualdad en la acumulación de capital del sector entre ambas. Dado que en la mayoría de sectores no se puede aceptar esta hipótesis, explicar el comportamiento de la variable dependiente a través del diferencial del crecimiento del capital por ocupado en dicho sector entre la región y la nación implicaría incluir restricciones erróneas en el modelo que podrían crear problemas de especificación del mismo y por tanto estimaciones inconsistentes.

A largo plazo se verifica la existencia de economías externas de especialización en todos los sectores, siendo mayores para Agricultura y Energía, en los que el crecimiento de la productividad es muy elevado. Igualmente, el impacto positivo de las externalidades de diversidad sobre la variable dependiente es mucho mayor en Agricultura, seguido de Energía y de Servicios destinados a la venta. Además, no es significativo en el sector industrial, puesto que el efecto de un aumento de la diversidad en el pasado se contrarresta con el efecto de un aumento de esta variable en períodos recientes.

En el lado opuesto, es la concentración de la actividad en el resto de la economía la que amplía el diferencial de crecimiento de la productividad sectorial reconociendo el efecto de la competitividad del resto de sectores sobre el de referencia, como es el caso de Construcción y Servicios no destinados a la venta.

Así, cabe concluir que la influencia de las economías externas en el crecimiento desigual de la productividad aparente de cada sector entre la región y la media nacional es heterogénea entre sectores. Los sectores Agricultura, Energía y Servicios destinados a la venta, presentan economías externas mixtas a largo plazo (MAR y Jacobs). Estos sectores caracterizados por un crecimiento elevado de la productividad, y por tanto dinamizadores del crecimiento de la región, son sectores fuertemente interrelacionados con el resto del entramado productivo regional como proveedores y demandantes de *inputs* y servicios a las empresas. Para ellos, una mayor distribución del empleo en el resto de actividades productivas implica mayores interrelaciones sectoriales y junto con una mayor especialización de la región en el sector de referencia, favorece el crecimiento de su productividad aparente, y por ende, aumenta el diferencial de crecimiento de la misma respecto a la media nacional.

Los sectores Construcción y Servicios no destinados a la venta, presentan economías externas tipo MAR y Porter (puesto que no es posible diferenciarlas al no disponer de información para medir el grado de competencia en el sector), en los que la especialización productiva y la concentración del empleo en el resto de sectores son los factores clave a la hora de incrementar la brecha de crecimiento de su productividad respecto a la media nacional. En el caso del sector Construcción,

su carácter procíclico como respuesta al mayor dinamismo de la economía y del consumo duradero explica por qué la concentración del empleo en el resto de sectores favorece el crecimiento de su productividad. Igualmente, el Sector Público, cuyo peso tiende a reducirse en todas las regiones, no será un motor del crecimiento en sí mismo, por lo que el crecimiento de su productividad estará determinado, en gran medida, por el mayor dinamismo del resto de la actividad económica.

4. ESTIMACIÓN DE LOS EFECTOS LOCACIONALES Y SECTORIALES

Al estimar el modelo en incrementos, se ha resuelto el problema de la existencia de correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, así como el problema de endogeneidad y de esta forma se han obtenido estimadores consistentes. No obstante, junto a los efectos individuales se han eliminado características individuales, constantes a lo largo del tiempo, que pueden tener relevancia de cara a explicar el crecimiento de la variable analizada. Para recuperar el efecto de estas características individuales, que si bien no explican el crecimiento regional, sí que son relevantes a la hora de determinar cuál es el nivel de VAB por ocupado del sector en cada región, se toman los coeficientes estimados en el modelo en incrementos, ecuación [11], y se sustituyen en el modelo en niveles, ecuación [10], para obtener la variable *RES* cuya definición queda recogida en la ecuación:

$$\begin{aligned} RES'_i = & [\ln(y_{it}) - \ln(y_{Nt})] - \sum_{\tau=1}^l \hat{\rho}_{\tau} [\ln y_{i(t-\tau)} - \ln y_{N(t-\tau)}] - \\ & - \sum_{\tau=0}^l \hat{\theta}_{\tau} \ln(k_{N(t-\tau)}) - \sum_{\tau=0}^l \hat{\alpha}_{\tau} \ln(k_{i(t-\tau)}) - \\ & - \sum_{\tau=0}^l \hat{\varepsilon}_{\tau} (IE_{i(t-\tau)}) - \sum_{\tau=0}^l \hat{\delta}_{\tau} (ID_{i(t-\tau)}) \end{aligned}$$

$$RES'_i = \mu_i + u_{it} = \ln A_R(0) + \ln \eta_{JR}(0) + e'_{it}$$

para $t = m+1, \dots, T$. Calculando la media para $T-m-1$ períodos, se obtiene la ecuación a estimar:

$$RES_i = \Phi_0 + \Phi_k \sum_k F_{ik} + \lambda_i + e_i \quad [12]$$

donde F_{ik} recoge aquellas k características, constantes a lo largo del tiempo, que difieren entre las distintas regiones, tales como situación geográfica, nivel de vida, etc; λ_i representa la influencia de características inobservables constantes en el tiempo, que en este caso se tratan como efectos aleatorios, y, por tanto, $\lambda_i + e_i$ es un término compuesto de error que se supone i.i.d entre los individuos. La estimación de dicha ecuación se realiza mediante mínimos cuadrados ordinarios.

El cuadro 5 recoge los resultados de la estimación de la ecuación [12] en la que se incluyen como características individuales variables ficticias que miden el nivel de vida de las regiones, su ubicación geográfica, su situación litoral y *dummies* sectoriales. Por lo que respecta a los efectos locacionales, en general, la situación no litoral de una región desfavorece la productividad de los sectores que se ubican en ella. Así mismo, la accesibilidad a los mercados tanto nacionales como internacionales favorece dicha mayor productividad sectorial en la región. Por ello, regiones situadas en zonas bien comunicadas, como el centro y el sur de España, implican un efecto positivo sobre el VAB por ocupado del sector ubicado en las mismas comparado con la zona norte, que es la considerada como categoría de referencia, con menor accesibilidad, dada la orografía del terreno. Además, estas variables ficticias regionales pueden aproximar la dotación de recursos de las regiones, infraestructuras, así como aspectos culturales e institucionales que favorecen, a través de la cualificación del factor trabajo, la producción del *output* sectorial en la región. La riqueza de una región favorece la productividad sectorial, mayor en la medida en que la región sea más rica. Este efecto se debe a que una región rica puede incorporar las innovaciones y destinar recursos a la formación de su mano de obra en mayor medida que una región pobre, como lo es la considerada como categoría de referencia, por lo que su productividad será mayor.

Cuadro 5: EFECTOS LOCACIONALES Y SECTORIALES SOBRE EL DIFERENCIAL DE PRODUCTIVIDAD SECTORIAL ENTRE LA REGIÓN Y LA MEDIA NACIONAL

Efectos locacionales		Efectos sectoriales	
Variables	Coefficiente	Variables	Coefficiente
Constante	-2,95**		
Ricas	0,35**	Agricultura	-0,16
Rtas med-altas	0,26*	Energía	0,44*
Rtas med-bajas	0,01	Industria	0,18
		Construcción	0,54*
Sur	0,28**	S. dest. Venta	-0,15
Centro	0,43**		
Mediterráneo	0,04		
No Costa	-0,39**		

Notas: ** significativo al 5%, * significativo al 10%. Categoría de referencia: sector Servicios no dest. a la venta en Galicia.

En cuanto a los efectos sectoriales que recogen características comunes del sector en las regiones españolas tales como tecnología, intensidad de capital, etc, sólo los casos de Energía y de Construcción implican un efecto significativo sobre

el diferencial de VAB por ocupado de dichos sectores en cada región. En concreto, cuanto mayor sea el sector Energía en la región, respecto a la categoría de referencia, su diferencial de productividades respecto a la media nacional del sector será menor. Sin embargo, el fuerte carácter procíclico de Construcción aumentará la brecha entre ambas.

5. CONCLUSIONES

Los principales resultados obtenidos en este trabajo se pueden agrupar en dos. En primer lugar, se han obtenido estimadores consistentes para analizar cuál es el impacto de las externalidades tecnológicas en el crecimiento de la productividad sectorial de las regiones españolas. Efectivamente, se ha abordado el análisis del problema mediante el enfoque dinámico de datos de panel, así como con el tratamiento del modelo mediante técnicas econométricas que permiten resolver los problemas de simultaneidad y correlación en la especificación del mismo. Esta metodología ha permitido estimar, de forma consistente, el impacto de la especialización sectorial y de la diversidad del resto de sectores en la región en el crecimiento de la productividad del sector en la región, tanto desde una perspectiva dinámica como de largo plazo.

En segundo lugar, los resultados de esta estimación permiten concluir que tanto la presencia de economías externas de especialización como las de diversidad en las regiones son significativas a la hora de explicar las distintas pautas de crecimiento sectorial a corto plazo en la región, a diferencia de trabajos anteriores que sólo obtienen la presencia de externalidades de diversidad. Este resultado se debe a que, en dichos trabajos, el elevado nivel de desagregación del sector industrial sólo permite captar las economías externas de diversidad entre ramas industriales. Sin embargo, en este trabajo, la agregación sectorial hace internas al sector parte de dichas externalidades de diversidad, por lo que una mayor especialización sectorial también genera economías externas en el sector, además de las derivadas de las relaciones intersectoriales que siguen siendo significativas.

Mientras que las externalidades de especialización tienen un impacto positivo y elevado en el período corriente, que pierde intensidad conforme avanza el tiempo, en la medida que se van asumiendo los nuevos conocimientos por las empresas del sector, las de diversidad requieren un período de maduración para que su efecto, netamente inferior, sea relevante en el momento actual.

La desagregación sectorial revela la heterogeneidad que existe en la influencia de las economías externas en el crecimiento desigual de la productividad aparente de cada sector. Los sectores Agricultura, Energía y Servicios destinados a la venta presentan economías externas mixtas a largo plazo. Es decir, tanto la diversidad en el resto de actividades, como la especialización de la región en determinado sector, favorecen el crecimiento de su productividad aparente, y por ende, aumentan el diferencial de crecimiento de la misma respecto a la media nacional. Además, en ninguno de estos sectores se puede aceptar que dicho diferencial de crecimiento se explica a través de las diferencias en la acumulación de capital por ocupado del sector entre la región y la nación, con lo que no se puede aceptar que las regiones y la nación compartan la misma tecnología sectorial, y por tanto, que

el *gap* de productividades sectoriales entre la región y la nación desaparezca. En todo caso, en el largo plazo se llegará a un valor constante de dicho diferencial que dependerá de las condiciones específicas del sector en cada región.

Los sectores Industria, Construcción y Servicios no destinados a la venta, sectores menos dinámicos que están perdiendo peso en los últimos años en las regiones españolas, presentan economías externas tipo MAR y Porter, en los que la especialización productiva y la concentración del sector son los factores clave a la hora de incrementar la brecha de crecimiento de la productividad de dichos sectores entre la región y la nación. Además, en Industria y Servicios no destinados a la venta se acepta la hipótesis del modelo teórico, en el sentido de que dicha brecha de crecimiento se explica en parte por las diferencias en la acumulación de capital en el sector entre la región y la media nacional.

También las características específicas de la región juegan un papel importante. El mayor nivel de vida de una región favorece la productividad aparente sectorial, por su mayor disponibilidad de intangibles para incorporar las innovaciones y dedicar recursos a la formación de mano de obra. De la misma forma, el hecho de que la región se localice en la costa, o que tenga buenas comunicaciones con los mercados, siendo su orografía poco accidentada, también determinarán que los sectores en dicha región sean más productivos. Las características sectoriales, al margen de la región en que se ubiquen, sólo resultan significativas en el caso de Agricultura y Construcción.

Los resultados obtenidos ponen de relevancia la importancia de la presencia de economías externas locales en los sectores económicos de las regiones españolas, que deben ser consideradas a la hora de instrumentar medidas de política económica cuyo objetivo sea favorecer el desarrollo de una región para reducir las disparidades interregionales. Es decir, no son tanto las políticas de desarrollo sectorial en general las que permitirán el relanzamiento de una región, sino que serán las políticas regionales que se centren en aquellos sectores especialmente dinámicos en la región las que serán eficaces a la hora de cumplir este objetivo.

APÉNDICE 1. DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS

Valor Añadido Bruto. La variable considerada es el valor añadido bruto a precios de mercado (punto de vista de contabilidad del crecimiento): VABpm, en pesetas constantes de 1986. Para el período 1980-1994, el dato regional de VABpm, en pesetas corrientes, procede de Contabilidad Regional de España (CRE), serie homogénea. Para la obtención de la serie en pesetas constantes se parte de los datos sectoriales proporcionados por CRE con una desagregación de 17 ramas sectoriales. Para deflactar dichos valores añadidos sectoriales se aplica el deflactor de cada rama para la nación a la correspondiente regional. De esta forma, al agregar las ramas a R-6, se obtienen los deflactores sectoriales-regionales implícitos así como el deflactor implícito total.

Población. Los datos de población corresponden a la Población de derecho calculada a 1 de julio, serie homogénea, publicada por el INE.

Mercado de trabajo. Encuesta de Población Activa (EPA) disponibles para el período 1976-94, media anual.

Stock de capital en pesetas de 1986, para cada sector y región se han estimado a partir de los resultados del trabajo de Dabán, Díaz, Escribá y Murgui (1997).

APÉNDICE 2. MEDICIÓN DE LAS ECONOMÍAS EXTERNAS: ESPECIALIZACIÓN Y DIVERSIDAD

Medidas de Especialización. Se han considerado dos medidas alternativas de dicha variable:

IE_{jR} = Índice de especialización de la región R en el sector j -ésimo. Mide cuál es la participación relativa del sector en la región respecto a la media nacional. Este índice permite valorar el grado de especialización interregional en la medida en que este concepto se puede identificar con el mayor tamaño relativo de un sector en la región comparado con la media nacional. Un valor superior a uno indicará que la región está especializada en dicho sector, mientras que valores inferiores a la unidad indicarán que el sector es relativamente menor en la región que en el conjunto nacional. El índice calculado en términos de valor añadido bruto (VAB) queda definido según la fórmula:

$$IE(Y)_{jR} = \left[\frac{Y_{jR}}{Y_R} \right] / \left[\frac{Y_{jN}}{Y_N} \right]$$

CE_R = Coeficiente de especialización de la región R . Permite cuantificar la diferencia o semejanza de las estructuras intersectoriales de las distintas regiones, comparando la de cada una de ellas con la observada para la media nacional. Valores cercanos a cero indican estructuras sectoriales similares entre la región y la nación, mientras que valores próximos a uno reflejarán estructuras sectoriales poco diversificadas. El coeficiente calculado en términos de VAB se recoge en la ecuación:

$$CE(Y)_R = \frac{1}{2} \sum_j \left| \left(\frac{Y_{jR}}{Y_R} \right) - \left(\frac{Y_{jN}}{Y_N} \right) \right|$$

Ambas medidas de especialización se puede calcular en términos de VAB y de empleo. En este último caso se obtiene $IE(L)_{jR}$ y $CE(L)_R$. Los subíndices hacen referencia a cada uno de los j sectores considerados, R a cada región y N a la media nacional.

Medidas de Diversidad. Para medir este concepto se consideran tres índices diferentes basados en las medidas de concentración de Hirschman-Herfindahl:

CD_R = Coeficiente de diversidad sectorial en la región. Cuanto menor es el valor del coeficiente, mayor es la diversidad en la región. Por el contrario, el coeficiente será mayor cuanto menos homogénea sea la distribución del empleo sectorial en la región, L_{jR} , o el valor añadido Y_{jR} . En el caso en que se calcule en términos de empleo sectorial, la expresión del coeficiente se escribe:

$$CD(L)_R = \sum_j \left(L_{jR} / L_R \right)^2$$

ID_{jR} = Índice de diversidad del resto de sectores en la región. Es un índice de Herfindhal que mide la concentración de un sector en una región, según esté distribuido el empleo regional en el resto de sectores. Dado que utiliza el total del empleo en la región, el índice concede mayor importancia a los sectores con mayor participación en el total. A mayor valor del índice, mayor concentración del empleo en el entorno del sector j , y menos diversificada estará la actividad en la región. En términos de empleo la ecuación para calcular el índice es:

$$ID(L)_{jR} = \sum_{k \neq j} (L_{kR}/L_R)^2$$

Si el índice de Herfindhal se define como la suma al cuadrado de las participaciones de cada sector y si se denota como s_{jR} a la participación del sector j en la región R , el índice de diversidad se puede reescribir como:

$$CD(L)_R = \sum_{\forall j} (s_{jR})^2$$

cuyos límites están entre 0, caso de mínima concentración de la actividad o máxima diversidad, y 1, máxima concentración y mínima diversidad, siempre y cuando exista la posibilidad de infinitas empresas o sectores.

Dada la desagregación espacial y sectorial de la muestra, y que el interés del estudio radica en conocer cuál es el impacto de las externalidades de diversidad en el crecimiento sectorial de las regiones, se puede reescribir $ID(L)_{jR}$ en términos de s_{jR} , tomando como referencia el sector j :

$$ID(L)_{jR} = \sum_{\forall k \neq j} (s_{kR})^2$$

La definición de este índice permite pues expresar el índice $CD(L)_R$ como:

$$CD(L)_R = (s_{jR})^2 + ID(L)_{jR}$$

Así, si existe un nivel de concentración del empleo alto en el sector j , el valor de $CD(L)_R$ será alto, y el valor de $ID(L)_{jR}$ será bajo. En estas circunstancias, cuando $ID(L)_{jR}$ tiende a cero¹³ significa que el sector j tiende a concentrar el total del empleo de la región siendo por tanto el sector dominante. Por el contrario que el índice correspondiente a cada uno de los k sectores restantes: $ID(L)_{kR}$, para $k \neq j$, tenderá a uno, indicando que es en el resto de los sectores de la economía donde se concentra la mayor parte del empleo.

IDE_{jR} = Índice de diversidad externa al sector en la región [Goicolea *et al.* (1995)]. Es un índice muy semejante al anterior, con la salvedad de que al calcular la participación relativa del resto de sectores, utiliza el total del empleo regional excluyendo el empleo del sector objeto de análisis, para analizar estrictamente

(13) En este caso, dado que se considera un número finito k de sectores, el caso del empleo equidistribuido entre los mismos implica un valor del índice: $ID(L)_{jR} = (1/k) \forall j$.

el resto de sectores de la economía. Un valor menor del índice indicará que más diversa es la actividad económica del resto de sectores, más homogénea es la distribución del empleo en el resto de sectores, cosa que afectará positivamente al desarrollo del sector excluido en la definición del índice según Jacobs. La expresión de este índice, calculado en términos de empleo viene dado por:

$$IDE(L)_{jR} = \sum_{k \neq j} \left(L_{kR} / (L_R - L_{jR}) \right)^2$$

En las tres medidas de diversidad calculadas, j y k son sectores, R regiones y N la media nacional, pudiéndolos calcular tanto en términos de empleo como de VAB, en cuyo caso la nomenclatura de los índices será: $CD(Y)_R$, $ID(Y)_{jR}$, $IDE(Y)_{jR}$.

Con el fin de evitar problemas de multicolinealidad entre los índices de especialización y diversidad, se elegirán aquellos índices que, presentando una mayor correlación con la variable dependiente, estén incorrelacionados entre ellos, o bien que presenten una correlación cercana a cero. A la luz de los resultados del cuadro A1, las combinaciones de índices que se incluirán en la estimación de la ecuación [11] serán dos. La primera estará formada por el índice de especialización calculado en términos de VAB y el índice de diversidad del resto de sectores en la región en términos de empleo, $\Delta IE(Y)_{jR}$ y $\Delta ID(L)_{jR}$ respectivamente. La segunda estará formada por los mismos índices pero calculados en términos de empleo y VAB respectivamente, $\Delta IE(L)_{jR}$ y $\Delta ID(Y)_{jR}$, presentando una menor correlación la primera combinación respecto de la segunda.

No obstante, y para corroborar que la primera combinación de índices es la más adecuada, se ha estimado la ecuación [11] con distintas medidas de especialización y diversidad, obteniéndose como resultado que la primera combinación de índices es la más adecuada en términos de eficiencia.

Cuadro A1: COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ENTRE EL CRECIMIENTO DE LA PRODUCTIVIDAD Y EL INCREMENTO DE LAS DISTINTAS MEDIDAS DE ECONOMÍAS EXTERNAS (%)

	Economías externas de especialización				Economías externas de diversidad			
	$\Delta \ln(Y)_i$	$\Delta \ln(Y)_{jR}$	$\Delta \ln(L)_{jR}$	$\Delta \ln(L)_R$	$\Delta \ln(Y)_{jR}$	$\Delta \ln(L)_{jR}$	$\Delta \ln(Y)_R$	$\Delta \ln(L)_R$
$\Delta \ln(Y)_i$	1							
$\Delta \ln(Y)_{jR}$	0,35*	1						
$\Delta \ln(L)_{jR}$	-0,64*	0,05	1					
$\Delta \ln(Y)_R$	0,13*	0,14*	-0,04	1				
$\Delta \ln(L)_R$	-0,10*	-0,02	0,13*	0,03	1			
$\Delta \ln(Y)_{jR}$	-0,17*	-0,39*	-0,02	-0,04	0,02	1		
$\Delta \ln(L)_{jR}$	0,23*	-0,01	-0,20*	0,06*	0,04	-0,01	1	
$\Delta \ln(Y)_R$	-0,03	0,00	0,00	-0,06*	0,04	0,81*	-0,03	1
$\Delta \ln(L)_R$	0,05	0,03	-0,03	0,14*	0,07*	-0,04	0,65*	-0,01
$\Delta \ln(Y)_{jR}$	-0,12*	-0,22*	0,00	-0,26*	0,06*	0,75*	-0,03	0,79*
$\Delta \ln(L)_{jR}$	0,13*	0,03	-0,17*	0,13*	0,11*	-0,06*	0,47*	-0,06*
$\Delta \ln(Y)_R$								
$\Delta \ln(L)_R$								

Notas: La variable, $\Delta \ln(Y)_i$, corresponde al crecimiento del VAB por ocupado sectorial en cada región.

El paréntesis (L) indica que el índice correspondiente se ha calculado en términos de empleo, y el paréntesis (Y) que se ha calculado en términos de VAB.

El asterisco indica un valor del coeficiente de correlación significativamente distinto de cero al 5%.

El subíndice j se refiere al sector y R a región, y como ya se ha indicado en el texto, i = jR. Para simplificar la notación se ha omitido el subíndice t.

Fuente: elaboración propia.

APÉNDICE 3. CONTRASTES DE ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

El método de estimación utilizado, MGM en dos etapas, permite realizar diversos contrastes de especificación. Puesto que en la estimación se utilizan un número de condiciones de ortogonalidad inferior a las disponibles, el modelo está sobreidentificado. Contrastar dichas condiciones de sobreidentificación será equivalente a realizar un contraste de validez de los instrumentos. El estadístico de Sargan de restricciones de sobreidentificación se escribe como:

$$S = \left(\sum_{i=1}^N Z_i' \Delta \hat{u}_i \right)' A_N \left(\sum_{i=1}^N Z_i' \Delta \hat{u}_i \right) \text{ donde } A_N = \left[\left(\sum_{i=1}^N Z_i' \Delta \hat{u}_i \Delta \hat{u}_i' Z_i \right) \right]^{-1}$$

bajo la hipótesis nula de validez de los instrumentos, se distribuye como una χ^2_r , donde r es el número de condiciones de sobreidentificación, siendo Z_i' la matriz que recoge las condiciones de ortogonalidad que caracterizan a los instrumentos y $\Delta \hat{u}_i$, los residuos estimados por MGM en una primera etapa. En la medida en que el estimador MGM utiliza retardos de las variables como instrumentos, bajo la hipótesis de perturbaciones no autocorrelacionadas, dichos estimadores serían inconsistentes si, de hecho, los errores presentasen autocorrelación serial. Bajo el supuesto de errores que no presentan correlación serial en el modelo en niveles, se esperará autocorrelación de primer orden en el modelo en primeras diferencias, pero no de orden superior. El estadístico de Sargan, puede servir para detectar autocorrelación residual así como otras formas de errores de especificación, Arellano y Bover (1990): un rechazo de la hipótesis nula (H_0) sugeriría una inadecuada selección de los instrumentos debida, por ejemplo, a una errónea caracterización de la autocorrelación del modelo.

Asimismo, se pueden realizar los contrastes de exogeneidad fuerte y débil de las variables explicativas para el período corriente y los retardos de orden 1 y 2. Para realizar estos contrastes se han realizado tres estimaciones. La primera de ellas, recogida en el cuadro A2 como Modelo 1, incorpora la hipótesis de que retardos de orden 2, o superiores, de las variables explicativas no están correlacionados con Δu_{it} , obteniéndose como resultado S_1 . En la segunda estimación, Modelo 2, se añaden como instrumentos los retardos de orden 1 de todas las variables explicativas, obteniéndose S_2 . En tercer lugar se realiza la estimación, Modelo 3, en la que tanto los retardos como los adelantos de las variables explicativas, se incluyen como instrumentos, siendo el valor del contraste de restricciones de sobreidentificación S_3 . Bajo la H_0 : $\text{corr}(\Delta u_{it}, \Delta X_{i,t-1}) = 0$, el estadístico $(S_2 - S_1)$ se distribuye como una χ^2 con $(r_2 - r_1)$ grados de libertad. De igual modo, bajo H_0 de exogeneidad fuerte, suponiendo que persiste la exogeneidad débil, el estadístico $(S_3 - S_2)$ se distribuye como una $\chi^2(r_3 - r_2)$.

El cuadro A2 muestra los resultados de los contrastes de especificación considerados. Los resultados del Test de Sargan permiten aceptar la bondad de los instrumentos, y por tanto la ausencia de autocorrelación en las perturbaciones en todos los casos excepto en el Modelo 3.

Cuadro A2: CONTRASTES DE ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

Estimación MGM en dos etapas. Ecuación [11] Variables explicativas: $W_{it} = (Wx_{it}, Wy_{it})$, Instrumentos: $Z_{i(t-\tau)} = (Zx_{i(t-\tau)}, Zy_{i(t-\tau)})$ siendo $\tau = 0, 1, \dots, L$				
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Test de Sargan: S	32,49	87,34	402,21	55,78
Probabilidad (r)	0,991 (54)	0,560 (90)	0,000 (204)	0,921 (72)
Instrumentos	$Zx_{i(t-\tau)}, \forall \tau \geq 2$ $Zx_{i(t-\tau)}, \forall \tau \geq 2$	$Zx_{i(t-\tau)}, \forall \tau \geq 1$ $Zx_{i(t-\tau)}, \forall \tau \geq 1$	$Zx_{i(t-\tau)}, \forall \tau \geq 1$ $Zx_{i(t-\tau)}, \forall \tau \geq 1$	$Zx_{i(t-\tau)}, \forall \tau \geq 1$ $Zx_{i(t-\tau)}, \forall \tau \geq 1$
Cont. de exogeneidad				
$H_0: \text{corr}(\Delta u_{it}, \Delta w_{i,t-1}) = 0$		54,85		
Probabilidad (grados lib.)		0,023 (36)		
$H_0: \text{corr}(\Delta u_{it}, \Delta w_{i,t-2}) = 0$			314,87	
Probabilidad (grados lib.)			0,000 (114)	
$H_0: \text{corr}(\Delta u_{it}, \Delta wx_{i,t-1}) = 0$				23,28
Probabilidad (grados lib.)				0,180 (18)
$H_0: \text{corr}(\Delta u_{it}, \Delta wy_{i,t-1}) = 0$				31,56
Probabilidad (grados lib.)				0,025 (18)
Contraste de Hausman				2404,77
$H_0: \text{corr}(\mu_{it}, w_{it}) = 0$				0,000(30)

1. El conjunto de variables explicativas W_{it} , y de instrumentos, Z_{it} , se considera formado por dos grupos de variables: $W_{it} = (Wx_{it}, Wy_{it})$, $Z_{it} = (Zx_{it}, Zy_{it})$. En ambos casos, el primer grupo de variables corresponde a aquellas que no implican directamente a la endógena, y el segundo a aquellas que podrían estar correlacionadas con el término de error.

2. Entre paréntesis, al lado de la probabilidad del estadístico, se consideran los grados de libertad de los contrastes.

Para realizar los contrastes de exogeneidad, se ha considerado que tanto el conjunto de variables explicativas W_{it} , como de instrumentos Z_{it} , están formados por dos grupos de variables: $w_{it} = (Wx_{it}, Wy_{it})$, $z_{it} = (Zx_{it}, Zy_{it})$ con el fin de diferenciar qué instrumentos se incluyen en cada una de las estimaciones mencionadas según la posibilidad de que estén correlacionadas con el término de error. El primer grupo de variables incluye las *ratios* capital por ocupado sectoriales para la región y la nación, y el índice de diversidad, y el segundo a aquellas que sí podrían estar correlacionadas con el término de error: la variable endógena desfaseada y el índice de especialización sectorial.

Como se puede observar en el cuadro A2, tanto la H_0 de exogeneidad fuerte como la de exogeneidad débil se rechazan al 5% de significatividad. No obstante, dado el valor del contraste, y las hipótesis realizadas en la especificación del modelo, se ha realizado una cuarta estimación, Modelo 4, en la que se puede contrastar si el grupo de variables explicativas Wx_i , sí que son débilmente exógenas. Los resultados del Modelo 4, permiten aceptar dicha hipótesis y además se acepta la mayor adecuación de esta especificación respecto al Modelo 2. Por último, se contrasta la existencia de correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas mediante un contraste de especificación tipo Hausman¹⁴. Para ello, se realizan dos estimaciones MGM de la especificación según el Modelo 4: una en niveles y otra en primeras diferencias. La aplicación del contraste permite rechazar la hipótesis nula al 1% de significatividad por lo que se debe trabajar con la metodología de datos de panel.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arellano M. y O. Bover (1990): "La Econometría de Datos de Panel". *Investigaciones Económicas*, nº 1.
- Arellano M. y S. Bond (1991): "Some Tests of Specification for Panel data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies* 58, págs. 277-297.
- Arrow K. (1962): "The Economic Implications of Learning by Doing". *Review of Economic Studies*, 29.
- Caballero R. y R. Lyons (1990): "Internal Versus external Economies in European Industry". *European Economic Review*, 34.
- Callejón M. y T. Costa (1996): "Economías de Aglomeración en la Industria". *Actas de la XXII Reunión de Estudios Regionales*. Navarra.
- Daban T., A. Díaz, F.J. Escribá y M.J. Murgui (1997): "La Base de Datos BD.MORES". Ministerio de Economía y Hacienda. DGAAP. *Mimeo*.
- Glaeser E., H. Kallal, J. Scheinkman y A. Shleifer (1992): "Growth in Cities". *Journal of Political Economy*, 100.
- Goicolea A., J. Herce y J. de Lucio (1995): "Patrones Territoriales de Crecimiento Industrial en España". *FEDEA. Documento de trabajo* 95-14.
- Greene W.H. (1993): *Econometric Analysis*. 2nd Ed. McMillan Publishing Company. New York.
- Hall B. (1988): "Increasing Returns: Theory and Measurement with Industry Data". *Mimeo*. Program on Economic Fluctuations. *NBER*. October.

(14) Los contrastes de especificación tipo Hausman se basan en la comparación de dos estimadores. Bajo la hipótesis nula los dos estimadores, llámense β_0 y β_1 , son consistentes, pero solo el primero de ellos es eficiente (o más eficiente), bajo la hipótesis alternativa solo β_1 es consistente, de tal forma que el contraste se formula mediante la expresión:

$$H = (\beta_0 - \beta_1)' (\text{Var}(\beta_1) - \text{Var}(\beta_0))^{-1} (\beta_0 - \beta_1) \sim \chi_k^2$$

donde k corresponde al número de parámetros contrastados.

- Henderson V. (1994): "Externalities and Industrial Development". *NBER Working Paper* 4730.
- Islam N. (1995): "Growth Empirics: A Panel Data Approach". *Quarterly Journal of Economics*, 110(4).
- Jacobs J. (1984): *Cities and the Wealth of Nations: Principles of Economic Life*. Vintage. New York.
- Jaffe A., M. Trajtemberg y R. Henderson (1993): "Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations". *Quarterly Journal of Economics*, 108, págs. 557-598.
- Mankiw N., D. Romer y D. Weil (1992): "A Contribution to the Empirics of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics*, 107(2).
- Marshall A. (1923): *Industry and Trade*. London. McMillan.
- Porter M. (1992): *La Ventaja Competitiva de las Naciones*. Plaza-Janes. Barcelona.
- Romer P. (1986): "Increasing Returns and Long-Run growth". *Journal of Political Economy* 94.
- Weinhold D. y J. Rauch (1997): "Openness, Specialization and Productivity Growth in Less Developed Countries". *NBER Working Paper* 6131.

Fecha de recepción del original: junio, 1998

Versión final: noviembre, 1999

ABSTRACT

The aim of this paper is to quantify the effects of technological external economies over regional labour productivity, with these effects being obtained in both the short and long run periods. The analysis is carried out from a sectoral and temporal perspective, with the technological externalities being measured by sectoral and regional specialisation and diversity indexes. The dynamic panel data approach used in this paper allows us to consider a sectoral, regional and temporal dimension of the problem. Moreover, hypothesis testing assures the consistency and efficiency of the estimated parameters, under simultaneity and autocorrelation problems. The results obtained point to external economies, as one of the sources of the unequal sectoral productivity growth among Spanish regions.

Key words: regional inequalities, sectoral productivity, external economies and dynamic panel data approach.

JEL classification: R11, C33.