

UNIVERSIDADES E INFRAESTRUCTURA TECNOLÓGICA EN LA LOCALIZACIÓN DE LAS INNOVACIONES.

«After all, intellectual breakthroughs must cross hallways and streets more easily than oceans and continents.»

Glaeser, Kallal, Scheinkman y Shleifer, 1992.

.....
JOSÉ GARCÍA QUEVEDO (*)

Universidad de Barcelona

EL ANÁLISIS DE LA DISTRIBUCIÓN GEOGRÁFICA DE LA ACTIVIDAD ECONÓMICA MUESTRA QUE UNA DE SUS PRINCIPALES CARACTERÍSTICAS ES LA EXISTENCIA DE UN ELEVADO GRADO DE CONCENTRACIÓN TERRITORIAL (KRUGMAN, 1991).

La evidencia empírica, tanto para Estados Unidos como Europa, ha puesto de manifiesto que las actividades innovadoras presentan un grado elevado de concentración geográfica, incluso superior al del conjunto de la actividad económica (Feldman, 1994; Sharp, 1998).

En este sentido, el análisis de los procesos de innovación desde diferentes perspectivas concluye que la proximidad geográfica entre los agentes que intervienen en estos procesos puede ser fundamental en la actividad innovadora, ya que ello favorece la transmisión de información y de conoci-

mientos, y facilita la movilidad del personal y la interacción entre los distintos agentes (Feldman, 1994; Antonelli, 1995; Storper, 1997; Jaffe y Henderson, 1999).

Los análisis recientes del cambio tecnológico inciden en esta cuestión. Frente a la concepción de que el nuevo conocimiento constituye un bien público, de fácil accesibilidad y costes de transmisión muy reducidos, la evidencia empírica muestra las carencias de esta aproximación. Como señalan Audretsch y Feldman (1996), aunque el coste de transmitir información puede no variar con la distancia, presu-

miblemente el coste de transmitir conocimiento aumenta en la distancia. Esta distinción entre información y conocimiento resulta fundamental para analizar la importancia de la proximidad en la transmisión de conocimientos. Mientras la información es fácilmente codificable y el coste de su transmisión, especialmente tras los avances en el campo de las telecomunicaciones, prácticamente no varía con la distancia, la transmisión de conocimientos requiere interacción entre agentes y contactos continuos, por lo que su coste aumenta con la distancia (Audretsch, 1998; Pavitt, 1998).

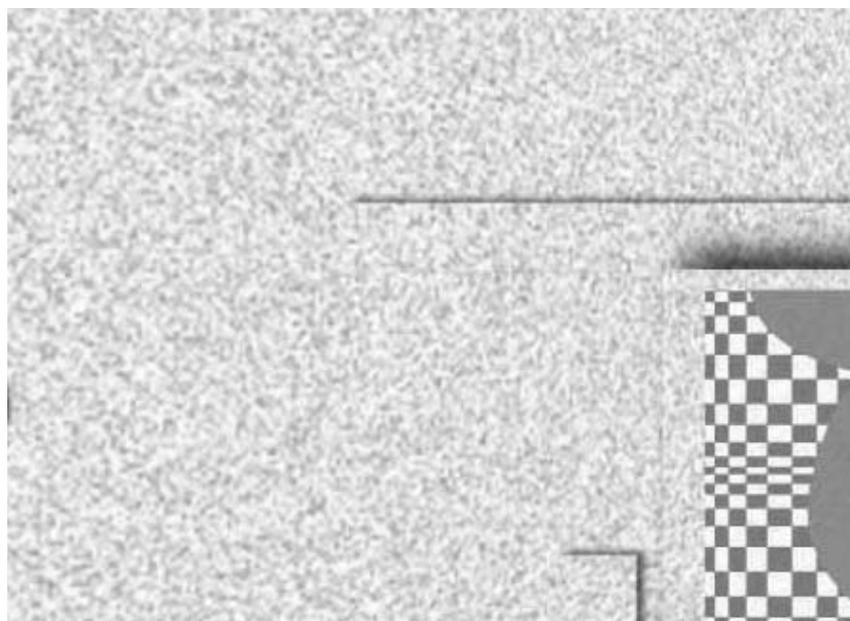
sultados obtenidos han puesto de manifiesto que la investigación universitaria influye, de modo positivo, en los resultados innovadores de las empresas situadas en el mismo ámbito geográfico.

Feldman (1994) y Blind y Grupp (1999) profundizan en el análisis de la geografía de la innovación e incorporan nuevas variables con el objetivo de determinar, entre otras cuestiones, la relevancia de la infraestructura tecnológica en los resultados innovadores de una región y los factores determinantes de la capacidad innovadora regional. En concreto, Feldman argumenta que las innovaciones de un área geográfica determinada pueden beneficiarse de los *spillovers* generados por otras empresas que usen tecnologías similares y de la presencia de centros que ofrezcan servicios de apoyo a la innovación. En consecuencia, define un modelo en el que los resultados innovadores dependen de cuatro inputs:

$$\log \text{INN}_i = \beta_0 + \beta_1 \log \text{GID}_i + \beta_2 \log \text{UNIV}_i + \beta_3 \log \text{SERV}_i + \beta_4 \log \text{REL}_i + \varepsilon_i \quad \text{[II]}$$

con INN_i igual al número de innovaciones en el Estado i para distintos sectores en los casos en que la información lo permite, GID_i y UNIV_i se definen igual que en el caso anterior y REL_i y SERV_i son la presencia de industrias relacionadas y de servicios a las empresas respectivamente. Las estimaciones muestran que todas las variables son estadísticamente significativas lo que permite concluir que la actividad innovadora de un Estado está positivamente relacionada con los diferentes *inputs* innovadores existentes en ese mismo Estado (Feldman, 1994).

Por su parte, Anselin *et al.* (1997a, 1997b), junto con la incorporación de nuevas variables, utilizan un nivel territorial más reducido, las áreas metropolitanas estadounidenses (MSA), que constituye un ámbito más apropiado para el estudio de la localización de las actividades innovadoras. Además, incorporan explícitamente el uso de la econometría espacial en las estimaciones, lo que permite superar los problemas derivados de la posible dependencia espacial propia de los datos contiguos de corte transversal. En concreto, llevan a cabo una aproximación econométrica espacial con el uso de tests para examinar la



presencia de efectos espaciales y en los casos necesarios implementan métodos de estimación que incorporan explícitamente estos efectos. Los resultados obtenidos por Anselin *et al.* (1997a, 1997b) refuerzan las conclusiones presentadas en los estudios (1) mencionados anteriormente y muestran la necesidad de incorporar las técnicas propias de la econometría espacial en las estimaciones.

ANÁLISIS APLICADO PARA EL CASO ESPAÑOL

El modelo que se presenta a continuación pretende examinar los factores explicativos de la localización de las actividades innovadoras. El objetivo principal es analizar si la investigación universitaria y la existencia de centros tecnológicos en una provincia determinada son variables explicativas significativas de los resultados innovadores empresariales provinciales. Estas dos variables constituyen una aproximación a las fuentes generadoras de economías externas de carácter tecnológico (Audretsch, 1998).

Los modelos utilizados se basan, del mismo modo que en los estudios presentados anteriormente, en el modelo de generación de conocimientos tecnológicos propuesto por Griliches (1979, 1990), en

el que los resultados innovadores dependen de la presencia de recursos tecnológicos. En concreto, éstos se definen del siguiente modo:

$$\text{INNOV}_i = f(\text{GINN}_i, \text{UNIV}_i, \text{STMA}_i) \quad \text{[III]}$$

donde INNOV_i es un indicador de las innovaciones —patentes (PAT_i)— del sector privado en un área geográfica determinada, GINN_i es un indicador de los recursos destinados a la innovación llevados a cabo por las empresas, UNIV_i representa la investigación de las universidades y STMA_i es un indicador de actividad de los centros tecnológicos y científicos (2). Estas variables deben influir positivamente en el potencial innovador, con las hipótesis habituales en la literatura (Capron, 1992):

$$\left(\frac{\partial f}{\partial \text{GINN}}\right), \left(\frac{\partial f}{\partial \text{UNIV}}\right), \left(\frac{\partial f}{\partial \text{STMA}}\right) > 0$$

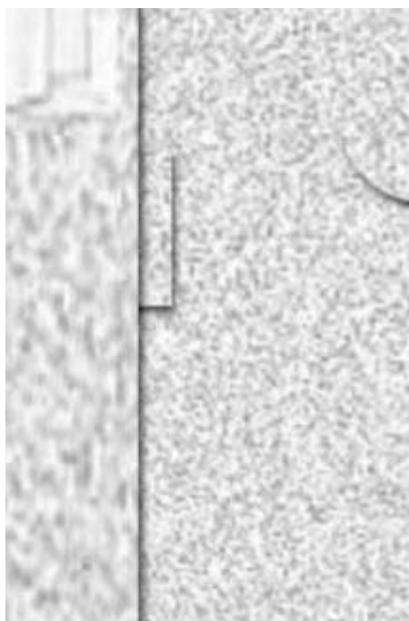
La unidad de análisis utilizado es la provincia. La determinación de la unidad idónea de análisis es un tema sujeto a cierta controversia. Las limitaciones estadísticas han comportado generalmente la utilización de ámbitos geográficos de tamaño superior a los que serían teóricamente preferibles. De hecho la mayoría de estudios coinciden en señalar que las ciudades o las áreas metropolitanas constituyen el ámbito preferible, dado que es en donde en mayor medida cabe esperar que tenga lugar la interacción e intercambio

bio de conocimientos entre los distintos agentes.

En el caso español, las limitaciones estadísticas impiden la utilización de las ciudades o áreas metropolitanas como unidad de análisis. Sin embargo, frente a la utilización de las comunidades autónomas, se ha creído preferible, mediante un proceso de recopilación y elaboración de la información, el uso de las provincias como unidad de análisis. Ello permite no sólo disponer de un mayor número de observaciones sino fundamentalmente utilizar un ámbito geográfico más adecuado para el análisis de los efectos de la proximidad geográfica sobre la innovación que el que hubiera resultado del uso de las comunidades autónomas como unidad de análisis.

La medición de las innovaciones a escala provincial se realiza a partir de las solicitudes de patentes privadas realizadas por residentes en España. Este indicador, aunque no exento de limitaciones, es el de uso más frecuente en los análisis aplicados. Las patentes pueden ser solicitadas a través de distintas vías. Dado que el objetivo es analizar la distribución regional, se ha utilizado el número total de patentes solicitadas vía nacional, europea o a través de otros tratados internacionales (PCT) (3). Las patentes han sido asignadas a las distintas provincias a partir del lugar de residencia del solicitante (4). Por otra parte, los únicos indicadores disponibles, tras solicitud al INE, para la medición del esfuerzo innovador de las empresas y de las universidades a escala provincial son los gastos en innovación empresariales (GINN) y el número de investigadores universitarios (en equivalencia a dedicación plena). Finalmente, el indicador correspondiente a la presencia de centros de apoyo a la innovación se ha obtenido del estudio de Fernández de Lucio *et al.* (1996).

En concreto, se ha utilizado el personal técnico por provincias de los centros que forman parte, de acuerdo con la clasificación propuesta por Fernández de Lucio *et al.* (1996), de los entornos científico (fundaciones universidad-empresa y OTRIs), tecnológico (institutos tecnológicos, centros de servicios técnicos, centros técnicos de formación y asesoramiento y consultores tecnológicos) y productivo (centros de empresa e innovación y par-



ques tecnológicos). El mayor peso corresponde a los centros del entorno tecnológico que representan el 83,1% del total del personal técnico del conjunto de centros de apoyo a la innovación considerados (García Quevedo, 1999).

FORMA FUNCIONAL

La teoría existente no permite discernir cuál es la forma funcional (5) a utilizar para la estimación de los modelos planteados y no resulta fácil definir con precisión la relación y modo de interacción que existe entre las diversas variables consideradas. De hecho, la función de producción de conocimientos tecnológicos debe considerarse básicamente como un modelo estadístico descriptivo (Griliches, 1990). En el mismo sentido, en los estudios ya presentados los modelos utilizados son fundamentalmente modelos empíricos.

En esta investigación, en primer lugar, se utiliza para llevar a cabo la estimación una función de producción Cobb-Douglas. Ésta es la forma funcional utilizada en los estudios descritos anteriormente, como, en el caso de los modelos (I) y (II), y es asimismo, de uso muy frecuente en los análisis sobre el impacto de las actividades de I+D y sobre los efectos de la I+D pública (Capron, 1992). En consecuencia, la función utilizada es:

$$\log PAT_i = \beta_0 + \beta_1 \log GINN_i + \beta_2 \log UNIV_i + \beta_3 \log STMA_i + \varepsilon_i \quad [IV]$$

La utilización de una función de producción Cobb-Douglas, al margen de los supuestos restrictivos propios de esta función, limita la incorporación de las observaciones en que hay presencia de ceros en las variables explicativas, lo que es un problema común en este tipo de investigaciones. La eliminación de estos casos comporta truncar la muestra (Pakes y Griliches, 1984) y limitar su representatividad. Es necesario tener presente que, aunque las variables consideradas puedan no constituir *inputs* imprescindibles para la obtención de resultados innovadores en un área geográfica concreta, la eliminación de los casos en los que no hay centros tecnológicos o instituciones universitarias supone una pérdida relevante de información ya que resulta de interés analizar el comportamiento innovador de esas provincias. Una alternativa útil, cuando las hipótesis teóricas no permiten precisar la forma funcional correcta, es la utilización de la transformación Box-Cox (Spitzer, 1982). La transformación Box-Cox consiste en:

$$f^{(\lambda)}(X) = \frac{X^\lambda - 1}{\lambda} \quad \lambda \neq 0$$

$$f^{(\lambda)}(X) = \ln x \quad \lambda = 0$$

lo que en el caso del modelo (IV) considerado conduce a:

$$PAT_i^{(\lambda)} = \beta_0 + \beta_1 GINN_i^{(\lambda)} + \beta_2 UNIV_i^{(\lambda)} + \beta_3 STMA_i^{(\lambda)} + \varepsilon_i \quad [V]$$

Con esta transformación el parámetro λ , que también debe ser estimado, dicta la forma funcional (Spitzer, 1982). La transformación Box-Cox ha sido utilizada en el análisis empírico de las actividades de I+D (Levy, 1990) y permite la introducción de los casos en que las observaciones presentan un valor cero (Caves *et al.*, 1980).

ECONOMETRÍA ESPACIAL

La utilización de datos de corte transversal, referidos a distintas unidades del espacio, requiere, tal como señalan Anselin *et al.* (1997a, 1997b), examinar si la distribución de las variables es aleatoria o responde a un esquema de dependen-

cia o autocorrelación espacial. De un modo general, la dependencia espacial se define como la existencia de una relación funcional entre lo que ocurre en un punto del espacio y lo que ocurre en otros lugares. En el contexto de un modelo de regresión, la dependencia espacial puede estar presente como consecuencia de la existencia de variables correlacionadas espacialmente, tanto por lo que se refiere a la variable endógena como a las variables exógenas, o debido a la existencia de un esquema de dependencia espacial en el término de perturbación. Una especificación general de un modelo espacial es:

$$y = \rho W y + X \beta_1 + W R \beta_2 + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + \zeta$$

donde y es un vector fila ($n \cdot 1$) correspondiente a la variable endógena; W es la matriz de contactos de orden $n \cdot n$, que se define posteriormente; X es una matriz de orden $n \cdot k_1$ de las variables exógenas; R una matriz $n \cdot k_2$ de variables exógenas retardadas espacialmente; β_1 y β_2 los vectores de los parámetros estimados; ρ el coeficiente espacial autorregresivo y, por último, ε es el vector de perturbaciones que incorpora una estructura de dependencia espacial autorregresiva.

La incorporación del uso de la econometría espacial en las estimaciones permite superar los problemas derivados de la posible dependencia espacial propia de los datos contiguos de corte transversal. Además, en el caso en que exista dependencia espacial, la incorporación de estos efectos permite profundizar en la relación de las distintas variables en el espacio. Por ejemplo, en el contexto del modelo considerado el valor de ρ reflejaría la influencia que en los resultados innovadores de una provincia tiene la actividad innovadora de las provincias colindantes.

Para examinar la presencia de dependencia espacial y, en general, para la utilización propia de las técnicas de econometría espacial (6) es necesario definir previamente una matriz de contactos, W , para lo que existen diversas propuestas en la literatura. En este caso, y dado que uno de los objetivos del análisis es examinar la importancia de la proximidad geo-

CUADRO 1
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN POR PROVINCIAS

Modelos	4a PAT	4b PAT	5 PAT	5' PAT
C	-14,7342 (-4,791)	-11,2650 (-4,353)	-8,2173 (-2,197)	-10,5928 (-3,484)
W_PAT				0,0637 (2,853)(*)
GINN	0,4883 (5,243)(*)	0,4212 (3,183)(*)	0,4117 (4,617)(*)	0,3309 (4,182)(*)
UNIV	0,0434 (0,207)		0,0193 (1,098)	0,0155 (1,139)
STMA		0,3863 (2,569)(*)	0,0430 (2,091)(*)	0,0412 (2,412)(*)
POB	0,656 (2,077)(*)	0,3836 (1,606)	0,2262 (0,855)	0,4716 (2,027)(*)
Nº	41	21	50	50
R ² ajustado	0,713	0,787	0,801	
LIK				-39,354
AIC				90,708
White	5,832	2,334	5,134	
LM-LAG			8,553 (a)	
LM-ERR			5,168 (a)	0,086

Valores del estadístico t de significación individual de los parámetros entre paréntesis. (*) Estadísticamente significativo al 95%. (a). Rechazo de la hipótesis nula de distribución aleatoria en el espacio con un nivel de significación del 0,05.

FUENTE: Elaboración propia.

gráfica, se utiliza una matriz de contigüidad binaria estandarizada, asignando un valor 1 a las provincias que presentan una frontera común y 0 en caso contrario (7). Esta matriz es la de uso más frecuente en el análisis aplicado, y a la ventaja de su simplicidad añade la facilidad de la interpretación económica de sus resultados.

Tras definir la matriz de contactos, se ha examinado la presencia de dependencia espacial con los contrastes basados en el principio de los multiplicadores de Lagrange, LM-ERR y LM-LAG (Anselin, 1988; Florax, 1992), cuyos resultados se presentan en el cuadro 1. De acuerdo con Florax (1992), en el caso en que el test LM-LAG rechace la hipótesis nula de distribución aleatoria en el espacio y el test LM-ERR no la rechace, o si ambos la rechazan pero la probabilidad correspondiente al estadístico LM-LAG es inferior al del LM-ERR, el modelo con un retardo espacial de la variable endógena (W_PAT) será el correcto, debiéndose estimar por máxima verosimilitud (cuadro 1, modelo 5').

RESULTADOS

Los resultados de las estimaciones se presentan en el cuadro 1. En las dos primeras columnas se presentan los resultados con la utilización de una función de producción Cobb-Douglas; en la tercera, los correspondientes a la transformación Box-Cox (8), y en la última, los obtenidos con la utilización de las técnicas de econometría espacial. En todos los casos se introduce la población como variable de control (Jaffe, 1989), dado el distinto tamaño de las provincias.

Las estimaciones realizadas conducen a conclusiones similares. Todas las regresiones muestran coeficientes positivos y altamente significativos de los gastos en innovación (9) de las empresas como variable explicativa de los resultados innovadores provinciales. Además, las elasticidades obtenidas, para esta variable, se sitúan en niveles muy similares a los obtenidos en otros estudios, oscilando en la gran mayoría de los casos entre el 0,3 y el

no, conclusión que coincide con los diagnósticos sobre el sistema español de innovación (COTEC, 1998). En consecuencia, parece necesario reforzar los esfuerzos que se están llevando a cabo en la transferencia de resultados de investigación, en impulsar los vínculos entre las universidades y las empresas y en facilitar la transformación de los resultados de la investigación básica en innovaciones para el mercado.

En segundo lugar, los resultados muestran que la presencia de centros de apoyo a la innovación contribuye a la capacidad innovadora de las regiones. Este resultado es coincidente con diversos estudios de casos de diferentes regiones españolas (Barceló, 1993; Buesa, 1996; Costa y García Quevedo, 1996; Mas, 1996) que han mostrado el efecto positivo que ejercen sobre la capacidad para el desarrollo y adopción de nuevas innovaciones de las empresas de su entorno. Sin embargo, como señala el informe sobre el sistema español de innovación elaborado por COTEC (1998), el nivel de desarrollo de las infraestructuras de apoyo a la innovación se encuentra, a pesar de la expansión experimentada, por debajo de los países de nuestro entorno.

Además, no parecen haber alcanzado un grado aceptable de integración en el sistema español de innovación y no se aprovecha la potencial sinergia de una coordinación entre los centros (COTEC, 1998). En consecuencia, la creación de centros tecnológicos que formen parte de una red coordinada de instituciones públicas y privadas puede calificarse como una línea de actuación prioritaria para el apoyo de la investigación y el desarrollo tecnológico de las empresas.

(*) Agradezco a M. Teresa Costa y a Jordi Pons sus comentarios y sugerencias. Una versión preliminar de este trabajo fue presentada en el congreso de la EUNIP (Dublín, 1999) y en el III Encuentro de Economía Aplicada (Valencia, 2000). Agradezco los comentarios de los participantes. Este trabajo forma parte de un proyecto de investigación que ha recibido el apoyo de la CICYT (proyecto SEC99-0432).

APÉNDICE
VARIABLES UTILIZADAS Y FUENTES

	Media	Desv. est.	Máximo	Mínimo
PAT	14,41	35,89	199,00	0,33
GINN	14.144,30	37.788,60	211.247,90	70,50
UNIV	553,32	1.021,74	6.052,40	0,00
STMA	57,34	115,91	443,00	0,00
POB	779.122,16	931.996,87	5.011.519,00	92.835,00

Patentes (PAT): media anual de los patentes por provincias, 1994-1996. Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la Oficina Española de Patentes y Marcas (OEPM)

Gastos en innovación (GINN): media de los gastos en innovación realizados por las empresas por provincias en los años 1994 y 1996. En millones de pesetas. Fuente: INE.

Investigadores universitarios (UNIV): personal investigador de universidades en I+D (en equivalencia a dedicación plena) por provincias para el año 1995. Fuente: Elaboración propia a partir de datos del INE.

Centros tecnológicos (STMA): personal técnico por provincias en el año 1995. Fuente: Fernández de Lucio et al. (1996) *Estructuras de interfaz en el Sistema Español de Innovación. Su papel en la difusión de tecnología.*

FUENTE: Elaboración propia.

NOTAS

- (1) Junto a esta serie de estudios, que han servido de orientación para el diseño del análisis empírico que se presenta en este trabajo, cabe mencionar dos trabajos realizados para el caso español. Estos dos trabajos (Gumbau, 1996; Coronado y Acosta, 1997) utilizan también como base la función de producción de conocimientos tecnológicos de Griliches y tienen como objetivo principal el estudio de la distribución geográfica y la capacidad innovadora de las CCAA y provincias españolas.
- (2) La descripción de estas variables, junto con las fuentes utilizadas, se presenta en el apéndice.
- (3) En concreto, se ha utilizado no la primera solicitud, sino aquéllas para las que existe una información completa y han sido puestas a disposición del público.
- (4) La distribución territorial de las patentes, clasificadas por el lugar de residencia del solicitante o del inventor, es muy similar. Con información correspondiente a las solicitudes de patentes europeas para el período 1978-1997, el índice de correlación es 0,999 (Sanz y Arias, 1998).
- (5) La determinación de la forma funcional es un problema habitual en la investigación aplicada sobre la relación entre I+D y patentes. Pakes y Griliches (1984), ante la escasez de estudios aplicados o teóricos sobre esta relación, inician su investigación sobre la relación entre gastos en I+D y patentes por empresas con un análisis de distintas formas funcionales. A partir de una función de producción examinan distintas posibilidades para determinar la forma apropiada tanto de la variable dependiente como de la variable independiente. Finalmente, optan por una variante de la transformación Box-Cox, como

es la transformación logarítmica, para escoger la forma de las variables dependiente e independiente.

(6) Ver Florax (1992), para un uso de las técnicas de econometría espacial en el análisis del impacto económico de la infraestructura universitaria.

(7) En los casos de las provincias insulares Baleares, Tenerife y Las Palmas se ha asignado siempre un valor 0, bajo el supuesto de no contigüidad con ninguna otra provincia, a excepción del elemento de la matriz correspondiente a la contigüidad entre Tenerife y Las Palmas.

(8) En la transformación Box-Cox es necesario estimar el parámetro l. Ello se ha hecho con el método de mínimos cuadrados ordinarios iterativos, que consiste en examinar el valor de l, en el rango entre -2 y +2 que minimice la suma de las desviaciones al cuadrado (Spitzer, 1982). Con ello se obtiene que la estimación por máxima versosimilitud de l es 0,36. Los errores estándar de los parámetros estimados se han calculado utilizando el estimador de Berndt et al. (1974), ya que los obtenidos directamente por mínimos cuadrados infraestimaban lo errores estándar correctos.

(9) Una variable complementaria a considerar en las estimaciones es la introducción de un índice de especialización territorial del peso de los sectores más activos en la innovación como indicador del diferente grado de oportunidad tecnológica (Gumbau, 1996). En este sentido se ha estimado el modelo (V) incorporando el empleo provincial en sectores de contenido tecnológico alto y medio. Los resultados no varían con respecto a los presentados y esta variable no se muestra significativa. Su efecto debe recogerse a través de la variable GINN, con la que presenta una correlación muy elevada, en concreto, del 0,784.

