

PAUTAS SECTORIALES DEL CAPITAL TECNOLÓGICO EN LA UNIÓN EUROPEA, 1975-1992*

CARMEN LÓPEZ PUEYO

JAIME SANAÚ

SARA BARCENILLA

Universidad de Zaragoza

Este trabajo, partiendo de las recientes teorías de crecimiento, pretende poner de manifiesto la importancia y diversidad del impacto del capital tecnológico en la producción de los distintos sectores industriales. Para conseguir este propósito, se ha formado un panel con datos de nueve países de la Unión Europea durante el período 1975-1992, a partir del cual se ha estimado para doce agregaciones sectoriales una función de producción ampliada.

Entre las principales aportaciones del estudio, cabe señalar la adopción de un enfoque sectorial en la estimación de un modelo con datos de España y de otros ocho países de la Unión Europea y la utilización de contrastes de raíces unitarias y de cointegración para validar las estimaciones realizadas mediante las técnicas de datos de panel, tratando de evitar, de esta forma, la posibilidad de que las regresiones sean espúreas.

Los resultados confirman que, para la mayoría de los sectores manufactureros, es preciso ampliar la función de producción tradicional e introducir el capital tecnológico, variable cuya contribución al crecimiento de la producción difiere ostensiblemente de unos sectores a otros.

Palabras clave: I+D, funciones de producción ampliadas, crecimiento, datos de panel, raíces unitarias, cointegración.

Clasificación JEL: D-240.

Desde los escritos de Shumpeter en la primera mitad del siglo XX y, particularmente, a raíz del descubrimiento del residuo de Solow (1957), ha ido desarrollándose un interés creciente por la relación entre la capacidad de progreso técnico de una empresa, un sector o un país y su comportamiento económico a largo plazo. Hoy en día, se reconoce que el cambio técnico es una de las principales fuentes de crecimiento económico. Los nuevos procesos consiguen aumentar la producción por unidad de *input*, mientras que los nuevos productos crean otros mercados, permitiendo, de esta forma, el crecimiento de la produc-

(*) Investigación financiada por el Proyecto CICYT (SEC96-0524). Los autores desean agradecer las sugerencias aportadas por los evaluadores del trabajo.

ción. Sin embargo, el consenso existente sobre este hecho desde las más variadas corrientes económicas, ya sean clásicas, neoclásicas, keynesianas o shumpeterianas, contrasta con el relativo escaso interés que ha suscitado hasta hace dos décadas en la literatura económica. Para Freeman (1998), ésta ha sido una de las continuas paradojas de la teoría económica que frecuentemente ha considerado a la empresa como “una caja negra” y a la tecnología como “maná caído del cielo”, y que no se ha ocupado de este factor productivo por la falta de datos cuantitativos, y por la excesiva fijación de los economistas en la evolución del empleo y en la del ciclo económico.

A partir de la década de los ochenta la preocupación por la desaceleración del crecimiento de la productividad promovió la aparición de trabajos desde el ámbito de la organización industrial [como los recogidos en Griliches (1984)] y el desarrollo de los modelos de crecimiento endógeno de Romer (1990) y Grossman y Helpman (1991) que pusieron de manifiesto que era necesario y enriquecedor incorporar a las explicaciones del crecimiento económico los procesos de inversión en conocimiento a través de las actividades de I+D que realizan las empresas.

A diferencia de las aproximaciones macroeconómicas o de los estudios de casos, sectores o países concretos, el propósito de este trabajo es contrastar empíricamente la distinta contribución del capital tecnológico al crecimiento de la producción de diversas agregaciones sectoriales de la manufactura. Se adopta, por tanto, un enfoque sectorial, ya que según Cohen (1995) existe un elevado grado de variación intersectorial en el comportamiento de la actividad innovadora como consecuencia de las diferentes condiciones de demanda, de apropiabilidad o de oportunidad tecnológica. Es esta tercera condición, entendida como el avance técnico llevado a cabo por unidad de esfuerzo en I+D, la que induce a adoptar como supuesto en nuestro análisis la diferente “productividad” sectorial de las actividades de I+D. A este respecto, conviene recordar que Mohnen (1992), reuniendo información de diversos sectores en distintos países descubrió diferencias tanto en los valores de las elasticidades como en las tasas de rendimiento, que eran mayores entre sectores que entre países. Asimismo, es bien conocido que el esfuerzo tecnológico, como indicador indirecto de la inversa de la productividad media, tiene pautas sectoriales notoriamente diferenciadas. La propia clasificación de sectores intensivos en tecnología, de tecnología media y de tecnología baja es una consecuencia de este hecho. Por otra parte, el esfuerzo tecnológico [como señala Fagerberg (1996)] varía más entre sectores de un mismo país que si lo medimos dentro de un mismo sector en los distintos países industrializados. En este mismo sentido, Hatzichoronoglou (1997) concluye que la estructura sectorial de los gastos en I+D en los países desarrollados es bastante homogénea.

La observación del esfuerzo tecnológico –cociente entre los gastos en I+D y el valor añadido bruto– realizado por los países de la UE en las diferentes ramas manufactureras que recoge el gráfico 1, permite apreciar una evidente y creciente disparidad durante el periodo analizado. En 1978 el valor del esfuerzo tecnológico fluctuaba desde el 0,1% de Otras manufacturas hasta el 10,4% de Productos eléctricos. En 1992 ambos sectores seguían ocupando posiciones extremas, si bien con una banda de fluctuación más amplia, desde el 0,3% al 20%. Tal como recoge el gráfico 2, la dispersión entre sectores creció en el período desde 1,26 a 1,35, pudiéndose hablar de un proceso de *sigma*-divergencia en el esfuerzo tecnológico entre sectores en el conjunto de la UE.

Gráfico 1: ESFUERZO TECNOLÓGICO PROMEDIO DE LOS PAÍSES UE-9 POR RAMAS INDUSTRIALES (ESCALA LOGARÍTMICA)

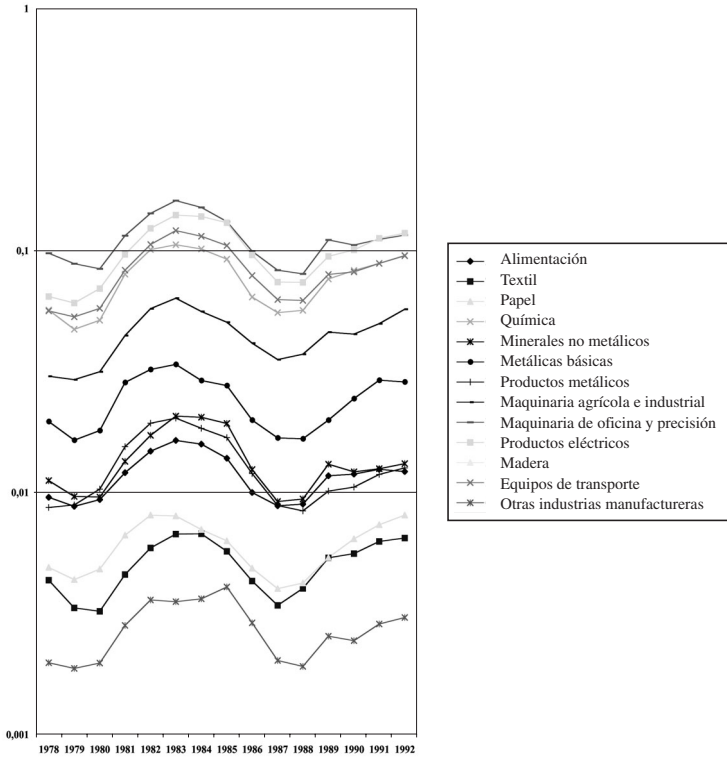
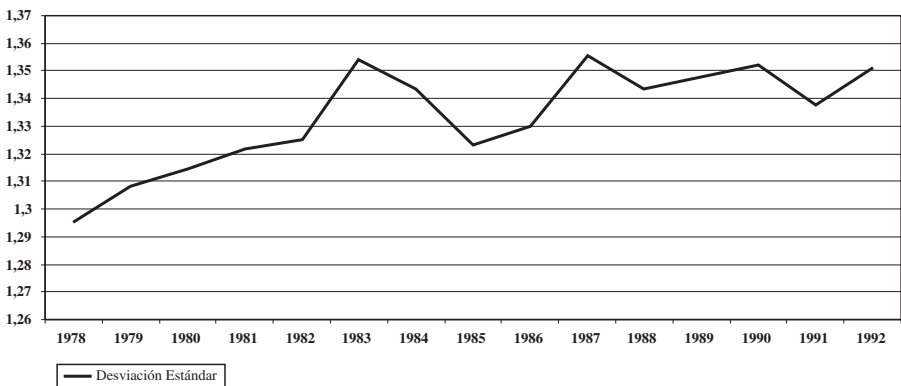


Gráfico 2: CONVERGENCIA ENTRE SECTORES DEL ESFUERZO TECNOLÓGICO PROMEDIO DE LA UE-9



Los resultados anteriores ponen de manifiesto que al descender en el análisis desagregado de las manufacturas aumenta la riqueza interpretativa, dada la evidente disparidad intersectorial en el esfuerzo tecnológico¹. Por ello y contrariamente a lo realizado en otros estudios previos en los que se estimaba una misma función de producción para los sectores de un mismo país, en esta investigación se ha supuesto que la función de producción de cada sector es común en los nueve países europeos considerados, es decir, que un determinado sector tiene la misma elasticidad del producto con respecto al *stock* tecnológico, con respecto al trabajo y con respecto al capital privado en los distintos países. Según Englander *et al.* (1988 a, b) estimar la misma función de producción con datos de un mismo sector en diferentes países industrializados implica un supuesto menos restrictivo que estimar una misma función de producción para los diferentes sectores de un país. En consecuencia, nuestro trabajo presenta una estimación del comportamiento medio típico de la UE en cada uno de los sectores manufactureros.

El resto del estudio se organiza de la siguiente forma. En el apartado primero se especifica una función de producción ampliada y se estima para distintas agregaciones sectoriales con datos de nueve países europeos, aplicando la técnica econométrica de datos de panel. El segundo de los epígrafes presenta los principales resultados obtenidos, así como las conclusiones que pueden extraerse de la investigación. Se incluyen finalmente dos anexos en los que se explica detalladamente la medición de las variables, las fuentes estadísticas utilizadas y la agregación sectorial considerada.

1. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO Y ESTIMACIÓN

Siguiendo el método de Solow, se parte de la siguiente especificación:

$$Q_{ijt} = Ae^{\lambda t} K_{ijt}^{\alpha} L_{ijt}^{\beta} R_{ijt}^{\gamma} e^{\varepsilon_{ijt}} \quad [1]$$

donde Q indica el volumen de valor añadido; i denota el sector productivo; j , el país; t , el período temporal, en este caso, el año; A es una constante; λ , el progreso técnico autónomo; K , el capital físico; L , el trabajo; R , el capital tecnológico; ε , una perturbación aleatoria; y α , β , y γ , las elasticidades de la producción con respecto al capital físico, el trabajo, y el capital tecnológico, con las que se mide la contribución relativa de cada uno de estos factores al valor añadido.

La especificación Cobb-Douglas presenta, al menos, tres ventajas. Primera, al haber sido habitualmente utilizada en los modelos convencionales de crecimiento, facilita la comparación de los resultados con los de otras investigaciones. Segunda, no exige imponer restricciones sobre los rendimientos a escala, permitiendo que los rendimientos de los factores privados sean tanto crecientes a escala,

(1) La creciente disparidad entre ramas manufactureras de la UE es compatible con la convergencia entre los países europeos en su esfuerzo tecnológico global. De hecho con nuestros datos se obtiene una dispersión (desviación típica) entre países del 0,7 en 1978 y de 0,6 en 1992. Este resultado coincide en señalar la convergencia a nivel global obtenida por Bravo y Quintanilla (1995).

como constantes o decrecientes². Y tercera, al tomar logaritmos puede estimarse como una regresión lineal del tipo:

$$q_{ijt} = a + \lambda t + \alpha k_{ijt} + \beta l_{ijt} + \gamma_{ijt} \varepsilon_{ijt} \quad [2]$$

donde las minúsculas denotan el logaritmo de las variables.

El estudio se ha realizado para el período 1975-1992, con datos de nueve países (Alemania, Francia, Italia, Reino Unido, España, Holanda, Suecia, Finlandia y Dinamarca) y de hasta doce sectores industriales, si bien para algún país no se ha dispuesto de datos tan desagregados³. El anexo I contiene una explicación detallada de la medición de las variables y de las fuentes estadísticas utilizadas y el anexo II la correspondencia entre las agregaciones sectoriales de las estadísticas de la OCDE, de la Fundación BBV (1999) y de la Encuesta Industrial.

Dado que se pretende poner de manifiesto la importancia del capital tecnológico en la producción de los sectores industriales de estos países, establecer comparaciones y pautas de comportamiento entre ellos, se ha estimado un modelo similar para cada sector, aspecto que singulariza esta investigación con respecto a la mayor parte de las llevadas a cabo hasta la fecha. No se han introducido más variables teóricas con objeto de que las especificaciones escogidas sean comparables entre sí y posean un número de grados de libertad relativamente alto, incluso en el caso de ramas sectoriales para las que la información estadística es más reducida⁴.

Con la finalidad de descartar la existencia de correlación espúrea y de poder aplicar el análisis de datos de panel se ha identificado previamente el orden de integrabilidad de cada variable, aplicando el *test* de raíz unitaria para una estructura

(2) En ocasiones, algunos autores calculan la productividad total de los factores, imponiendo rendimientos constantes a escala al aproximar α y β por la participación observada del capital en el producto (VAB) y su diferencia a la unidad, respectivamente. De esta forma, se considera que en mercados de competencia perfecta y en presencia de rendimientos constantes de escala, los factores se remuneran de acuerdo con su productividad marginal hasta agotar el producto.

(3) Lógicamente, la reducida dimensión de la muestra ha de tenerse presente a la hora de interpretar los resultados del trabajo. Lamentablemente, no se pudo ampliar más la muestra por la falta de información sobre el *stock* de capital físico de la base de datos ISDB de la OCDE. Para años posteriores tampoco se dispone de información al encontrarse la citada base en un proceso de homogeneización con la base de datos STAN, proceso que se está dilatando más de lo previsto no sólo por la aplicación del nuevo Sistema Europeo de Cuentas (SEC 95), sino también por la introducción de otro tipo de mejoras, como la utilización de deflatores de precios ajustados por la calidad en los sectores de alta tecnología.

(4) Debido al reducido número de grados de libertad se desechó una especificación preliminar con la que se pretendían evaluar los efectos desbordamiento del capital tecnológico de cada país sobre el resto de países considerados, incluyendo una variable que medía el *stock* de capital tecnológico internacional disponible para cada sector. Siguiendo a Coe y Helpman (1995), algunos trabajos –de momento sólo los realizados con cierto nivel de agregación– han incorporado medidas de la globalización, aproximadas a través de distintas ponderaciones de los flujos comerciales entre países. En tales estudios se concluye que el incremento de la productividad de un país como consecuencia de los gastos en I+D llevados a cabo por otros países, depende positivamente del grado de apertura. No obstante, debe puntualizarse que se trata de investigaciones que mantienen grandes discrepancias acerca del valor de su magnitud.

de datos de panel propuesto por Maddala y Wu (1999)⁵. Estos autores, retomando el conocido *test* de Fisher (1932), proponen elaborar un estadístico a partir de los niveles de significatividad (valores de probabilidad) obtenidos en la aplicación de un *test* de raíces unitarias a cada uno de los individuos del panel. Al ser los mencionados niveles de significatividad variables uniformes e independientes (0,1) pueden agregarse y, de esta forma, comparar el valor del estadístico de Fisher con los valores críticos de una distribución chi-cuadrado. El *test* de Maddala y Wu presenta, frente a otras propuestas⁶, las ventajas de poder aplicarse a paneles incompletos y de poder utilizar diferentes retardos en los *tests* individuales.

De acuerdo con estos autores, se ha aplicado para cada variable teórica y para cada uno de los sectores considerados el *test* aumentado de Dickey-Fuller (ADF) con constante y tendencia y retardos elegidos por el criterio de Ng y Perron (1995)⁷. A partir del nivel de significación del ADF de cada individuo, se ha calculado el estadístico correspondiente al *test* de Fisher con la expresión,

$$\lambda = -2 \sum_i \log_e \pi_i,$$

que sigue una χ^2_N donde π_i son los niveles de significación de cada individuo y N el número de individuos.

El cuadro 1 –que recoge los resultados de la aplicación del *test* de Maddala y Wu (1999)– permite concluir que, con las salvedades que se señalan, las variables teóricas presentan raíz unitaria, esto es, son no estacionarias a niveles de significatividad del 1 por cien, salvo las del sector Industrias metálicas básicas que claramente son I(0). La presencia de raíz unitaria en ciertas variables económicas y, particularmente, en las macromagnitudes, es frecuente y no impide que exista una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables. Para ello es preciso que exista una combinación lineal de las variables endógena y exógena que sea estacionaria, de manera que los residuos del modelo finalmente elegido sean I(0). De acuerdo con Maddala y Wu, esta estacionariedad también puede contrastarse en el caso de paneles de datos, aplicando a los residuos del modelo escogido en cada uno de los sectores el *test* aumentado de Dickey-Fuller (ADF) y calculando el estadístico de Fisher, de forma análoga a lo señalado para las variables [es decir, imponiendo constante y tendencia y eligiendo los retardos por el criterio de Ng y Perron (1995)]⁸.

(5) El desarrollo reciente de esta prolífica literatura se puede obtener de forma panorámica en trabajos como los de Phillips y Moon (2000) y Banerjee (1999), donde se pone de manifiesto el mutuo enriquecimiento de la econometría de los datos de panel y de las raíces unitarias y la cointegración en series temporales.

(6) Entre ellas caben destacar los *tests* propuestos por Levin y Lin (1992, 1993), Im, Pesaran y Shin (1997), y específicamente para contrastar la cointegración [Pedroni (1999), Kao (1999) y McCoskey y Kao (1998)].

(7) Sólo en el caso de Holanda se ha prescindido de la constante y la tendencia por la reducida dimensión temporal de los datos disponibles.

(8) Aunque la literatura que estima modelos teóricos mediante técnicas de cointegración aplicadas a paneles de datos no está totalmente desarrollada, Wei *et al.* (1999) siguen un procedimiento similar al aquí expuesto, aplicando el contraste de estacionaridad de los residuos al modelo finalmente escogido.

Cuadro 1: TESTS DE MADDALA Y WU (1999) DE RAÍCES UNITARIAS

	Aliment.	Textil	Papel	Química	Miner. no metál.	Metál. básicas	Prod. metál.	Maquin. Agríc. e indust.	Maquin. oficina precis.	Prod. eléct.	Equipos de tpte.	Otras indus. manif.
LY	29,39	13,5	15,77	34,27	17,43	66,45	18,56	18,76	13,74	20,12	25,24	13,85
LET	21,79	79,43 ⁽¹⁾⁽⁴⁾	13,06	29,06	46,47 ⁽²⁾	40,67	13,72	20,84	9,94	26,64	14,96	41,92 ⁽²⁾
LCAP	16,7	30,82	19,2	46,07 ⁽¹⁾	23,61	78,28	10,68	21,05	2,05	5	24,77	36,24 ⁽⁴⁾
LSID	20,36	105,29	20,2	16,38	26,02	110,14	61,63 ⁽³⁾	7,34	23,22 ⁽³⁾	37,22 ⁽²⁾	11,15	81,95
Valores críticos												
$\alpha = 0,01$	34,8	32	32	34,8	32	34,8	20,1	26,2	20,1	26,2	29,1	32
Número de países	9	8	8	9	8	9	4	6	4	6	7	8

Notas:

- (1) Excluyendo Italia se acepta la hipótesis nula de raíz unitaria.
- (2) Excluyendo Francia se acepta la hipótesis nula de raíz unitaria.
- (3) Excluyendo Alemania se acepta la hipótesis nula de raíz unitaria.
- (4) Excluyendo España se acepta la hipótesis nula de raíz unitaria.

LY = Logaritmo del valor añadido.

LET = Logaritmo del empleo total.

LCAP = Logaritmo del capital físico privado.

LSID15 = Logaritmo del capital tecnológico.

Aliment. = Alimentos, bebidas y tabaco; Textil = Industria textil, de vestido y cuero; Papel = Papel y productos de papel, imprenta y publicaciones; Química = Productos químicos, del petróleo, del carbón, del caucho y de plástico; Miner. no metál. = Productos minerales no metálicos excepto productos del petróleo y del carbón; Metál. básicas = Industrias metálicas básicas; Prod. metál. = Productos metálicos, excepto maquinaria y equipos de transporte; Maquin. agríc. e indust. = Maquinaria agrícola e industrial; Maquinaria oficina precis. = Máquinas de oficina y procesamiento de datos, instrumentos de precisión y de óptica; Prod. eléct. = Productos eléctricos; Equipos de tpte. = Equipos de transporte; Otras indus. manif. = Otras industrias manufactureras.

Observaciones:

En Industria textil, de vestido y cuero, el problema de los datos de empleo se debe a que la OCDE calcula que el empleo de Italia y España en 1986 es el mismo que en 1985. En Productos químicos, del petróleo, del carbón, del caucho y de plástico, las estimaciones del *stock* de capital físico para Italia en 1980 y 1981 son prácticamente iguales. En Productos minerales no metálicos excepto productos del petróleo y del carbón, las cifras de empleo de Francia para los años 1989 y 1990 son prácticamente iguales. En Productos metálicos, excepto maquinaria y equipos de transporte el *stock* de capital tecnológico de Alemania apenas varía entre 1976 y 1979. Al realizar el *test* excluyendo estos años, se acepta la hipótesis nula de raíz unitaria. En Máquinas de oficina y procesamiento de datos, instrumentos de precisión y de óptica, la raíz unitaria para el capital tecnológico se rechaza por problemas con los datos de Alemania en los últimos cuatro años estudiados. En Productos eléctricos el *test* puede aceptarse, simplemente suponiendo que la depreciación del *stock* tecnológico en Francia se registra a tasas inferiores al 15%.

Siguiendo, por lo tanto, estas premisas, se ha estimado el modelo teórico, aplicando las habituales técnicas de panel, trabajando de forma individualizada con cada sector y utilizando la dimensión temporal (años) y transversal (los nueve países considerados). Varias matizaciones previas deben efectuarse antes de comentar los resultados obtenidos. En primer lugar, aunque idealmente deberían estimarse regresiones distintas para cada sector y país, las reducidas dimensiones transversal –en la práctica entre cuatro y nueve sectores– y temporal del panel –de seis a dieciocho años en los mejores casos– han obligado a considerar que los coeficientes de las variables explicativas son comunes en los distintos países, restricción habitualmente utilizada en la literatura empírica cuando se pretende obtener respuestas promedio (en nuestro caso, elasticidades promedio)⁹. En segundo lugar, todas las regresiones se han calculado con matrices de datos ortonormalizadas, tratando de asegurar los adecuados coeficientes y estimaciones de la varianza, bajo posible multicolinealidad. En tercer lugar, dado que en las estimaciones iniciales se detectaron problemas de autocorrelación, las regresiones que se presentan palían este problema econométrico. En cuarto lugar, se introdujeron algunas *dummies* de país o temporales en los sectores en los que se detectaron comportamientos atípicos.

Cabe mencionar que para cada sector se han estimado tres modelos: el restringido, el de efectos fijos y el de efectos aleatorios. Al contrastar el modelo restringido y el de efectos fijos, generalmente ha resultado aceptada la presencia de efectos individuales. Dado que las estimaciones con efectos aleatorios no son consistentes (tienen sesgo asintótico) si los términos individuales están correlacionados con las variables independientes, se ha calculado también el estadístico del *test* de Hausman con objeto de escoger entre el modelo de efectos fijos y el de efectos aleatorios. Tal como muestra el cuadro 2, los valores del estadístico han resultado generalmente muy pequeños, permitiendo mantener la hipótesis nula de ausencia de correlaciones, es decir, no rechazando la especificación de efectos aleatorios a un nivel de significatividad del 5 por cien¹⁰. Este resultado parece relevante, ya que en Müller y Nettekoven (1999), se estimó el modelo de Coe y Helpman (1995), suponiendo efectos aleatorios (especificación no contemplada por estos autores), llegando a conclusiones sensiblemente diferentes a las de Coe y Helpman.

La última fila del cuadro 2 presenta para cada sector el valor del estadístico de Fisher que Maddala y Wu (1999) proponen para contrastar si los residuos –en nuestro caso del modelo de efectos aleatorios– son estacionarios. Obsérvese que el valor del estadístico es claramente superior a la chi-cuadrado de $2N$, siendo N el número de países considerado para cada sector. Se rechaza, por tanto, la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en los residuos, lo cual permite aceptar la hipótesis alternativa, es decir, que existe una relación de cointegración para la especificación aceptada.

(9) Adviértase que se trabaja asignando la misma importancia a los nueve países, es decir, sin introducir ningún tipo de ponderación a los países, que siempre podría tildarse de subjetiva. Por consiguiente, las elasticidades del trabajo y de los capitales físico y tecnológico en cada sector deben interpretarse como elasticidades promedio para los países estudiados.

(10) Dado el reducido tamaño de la muestra, los valores de las elasticidades de los factores productivos obtenidos en el modelo de efectos fijos y en el modelo de efectos aleatorios diferían considerablemente en algunos sectores. En este trabajo sólo se incluyen los resultados de las estimaciones del modelo de efectos aleatorios, por ser el aceptado de acuerdo con el *test* de Hausman y tener una interpretación económica más plausible que el modelo de efectos fijos.

Cuadro 2: ELASTICIDADES DE LAS FUNCIONES DE PRODUCCIÓN SECTORIALES: 1975-1992
 VARIABLE DEPENDIENTE LOG (Y). MODELO DE EFECTOS ALEATORIOS CON CORRECCIÓN DE LA AUTOCORRELACIÓN

	Aliment.	Textil	Papel	Química	Miner. no metál.	Metál. básicas	Prod. metál.	Maquin. Agríc. e indust.	Maquin. oficina precis.	Prod. eléctr.	Equipos de tpte.	Otras indus. manuf.
LET	0,72 <10,81>	0,69 <14,61>	0,68 <9,16>	0,43 <6,01>	0,75 <16,40>	0,56 <5,66>	0,78 <15,90>	0,64 <8,15>	0,35 <5,18>	0,34 <5,93>	0,60 <7,56>	0,78 <11,58>
LCAP	0,28 <3,45>	0,35 <6,48>	0,13 <2,02>	0,42 <3,96>	0,27 <5,24>	0,60 <5,35>	0,26 <6,43>	0,21 <3,07>	0,58 <6,68>	0,49 <6,75>	0,26 <1,86>	0,21 <3,85>
LSID15	0,16 <3,97>	0,02 <1,01>	0,11* <2,15>	0,23 <3,44>	0,09 <2,20>	ns	0,12 <5,79>	0,002*** <2,96>	0,23 <5,14>	0,18 <3,53>	0,15 <1,74>	ns
C	0,91 <4,59>	1,30 <7,13>	2,07 <10,28>	0,45 <2,35>	1,32 <7,52>	0,46 <0,61>	1,92 <6,12>	3,74 <7,14>	0,07 <0,18>	0,82 <2,95>	1,06 <3,84>	1,81 <7,96>
ADJ R2	0,98	0,99	0,94	0,97	0,97	0,99	0,98	0,97	0,99	0,94	0,94	0,96
SE	0,04	0,04	0,04	0,04	0,05	0,08	0,03	0,05	0,06	0,04	0,05	0,05
F	4,19	8,28	1,99	2,28	2,48	30,45	4,31	40,91	2,56	2,77	2,17	10,71
V. crítico 0,05	2,03	2,09	2,11	2,02	2,02	2,02	2,84	2,35	2,87	2,35	2,17	2,09

Cuadro 2: ELASTICIDADES DE LAS FUNCIONES DE PRODUCCIÓN SECTORIALES: 1975-1992
VARIABLE DEPENDIENTE LOG (Y). MODELO DE EFECTOS ALEATORIOS CON CORRECCIÓN DE LA AUTOCORRELACIÓN (CONTINUACIÓN)

	Aliment.	Textil	Papel	Química	Miner. no metál.	Metál. básicas	Prod. metál.	Maquin. Agríc. e indust.	Maquin. oficina precis.	Prod. eléct.	Equipos de tpte.	Otras indus. manuf.
H	7,04	9,85	9,36	8,78	8,90	5,32	8,11	5,67	3,58	5,19	4,01	1,27
Grados libertad	4	5	6	4	4	3	3	4	3	4	4	3
V. crítico 0,05	9,49	11,20	12,60	9,49	9,49	7,81	7,81	9,49	7,81	9,49	9,49	7,81
Número de observ.	148	141	130	148	147	147	56	94	66	93	107	141
Número de países	9	8	8	9	8	9	4	6	4	6	7	8
Est. cointegr.	96,25	52,31	99,46	107,16	54,34	NA	23,13	48,21	29,50	114,80	52,71	86,21
V. crítico 0,05	28,9	26,3	26,3	28,9	26,3		15,5	21,0	15,5	21,0	23,7	26,3

Notas:

El detalle de variables y sectores es el recogido en el cuadro 1.

* = Sólo significativa en los países nórdicos.

** = Regresión para el período 1978-1992.

*** = Sólo significativa en el período 1984-1991.

F = Valor del estadístico para el contraste de los modelos restringido y de efectos fijos.

H = Valor del estadístico del *test* de Hausman para el contraste de los modelos de efectos fijos y de efectos aleatorios.

Est. cointegr. = Valor del estadístico para el contraste de la estacionariedad de los residuos del modelo elegido.

NA = No se realiza el *test* de cointegración al ser las variables explicativas I(0).

Observación: Se ha estimado la función de producción tradicional para aquellos casos en los que el *test* de Fisher no permitía aceptar la raíz unitaria de la variable LSID15.

2. RESULTADOS Y CONCLUSIONES

Los resultados de las estimaciones –recogidos en el cuadro 2– permiten distinguir cuatro tipos de sectores. Para los tres primeros grupos, la elasticidad del *output* con respecto al capital tecnológico es significativa, pero para el cuarto no. Dentro del primer bloque encontramos los sectores de Máquinas de oficina y procesamiento de datos, instrumentos de precisión y de óptica así como Productos químicos, del petróleo, del carbón, del caucho y de plástico. En ambos, la elasticidad del producto con respecto al capital tecnológico es, en promedio y para los países considerados, 0,23, la más alta de las estimadas. Son sectores clasificados habitualmente como intensivos en tecnología, donde la investigación básica es muy destacada, y para los que la mayoría de los trabajos encuentran coeficientes muy elevados, tal como pone de manifiesto Griliches (1995). El segundo bloque de sectores lo constituyen Productos eléctricos (con una elasticidad de 0,18), Alimentos, bebidas y tabaco (0,16) y Equipos de transporte (0,15). En este segundo grupo encontramos una industria tradicional y de intensidad tecnológica baja –Alimentos, bebidas y tabaco– para la que cabe suponer que la elevada rentabilidad social del capital tecnológico puede estar relacionada con los avances en tecnología de los alimentos¹¹. El tercero de los bloques es menos homogéneo e incluye Productos metálicos, excepto maquinaria y equipos de transporte (0,12 en el período 1978-1992), Papel y productos de papel, imprenta y publicaciones (con una elasticidad de 0,11 y sólo significativa en los países nórdicos), Productos minerales no metálicos excepto productos del petróleo y del carbón (con 0,09), y Maquinaria agrícola e industrial (con 0,002 y sólo significativa en el subperíodo 1984-1991).

El cuarto bloque comprende Industria textil, de vestido y cuero, Industrias metálicas básicas y Otras industrias manufactureras. La no significatividad del capital tecnológico puede indicar bien que la función de producción tradicional explica el producto del sector mejor que la función ampliada, o bien que el *stock* de capital tecnológico de estos sectores no es una buena *proxy* del conjunto de conocimientos técnicos que existen en estas tres actividades¹². En este sentido, Patel y Pavitt (1995) señalan que los gastos de I+D miden mejor las actividades tecnológicas relacionadas con la tecnología basada en ciencia (como la química o la eléctrica-electrónica) que las basadas en producción e información (mecánica y *soft-*

(11) Tal y como señala Sánchez (1999), es un sector intensivo en trabajo en el que la sensibilidad de sus empresas a la introducción de alta tecnología es elevada, dando lugar a importantes aumentos de sus exportaciones y cuota de mercado.

(12) En Industria textil, de vestido y cuero, sector integrado por una elevada proporción de pequeñas empresas, esta interpretación puede basarse en la infravaloración que los gastos en I+D hacen de las actividades tecnológicas de las pequeñas empresas [tal como señalan Patel y Pavitt (1995)]. En cuanto al sector Industrias metálicas básicas, cuyas variables son I(0), hay que resaltar que estuvo sometido a una intensa reestructuración, y que gran parte de la innovación se incorpora a través del capital físico; de hecho Englander *et al.* (1988 b) encuentran evidencia empírica de que este sector ha sido uno de los principales responsables de la disminución de la productividad de la I+D en la segunda mitad de los años setenta. Finalmente, ha de mencionarse que el comportamiento del sector Otras industrias manufactureras puede deberse a la amalgama de subsectores que lo integran (madera y muebles, juguetes, joyería, artículos deportivos entre otros), en los cuales los países muestran una especialización muy dispar.

ware). En concreto, aducen que las actividades tecnológicas mecánicas relacionadas con la producción están infravaloradas porque el cambio técnico tiene lugar no sólo en los laboratorios de I+D sino también en los departamentos de ingeniería de producción y diseño, y porque se realizan en empresas de todos los sectores. Téngase en cuenta que una gran parte de las tecnologías mecánicas se llevan a cabo en pequeñas empresas en las que las actividades de producción de tecnología no tienen separación funcional y, precisamente por ello, los gastos de I+D captan muy imperfectamente el desarrollo de su tecnología.

Cabe mencionar que todas las funciones de producción se estimaron también con datos del último ciclo industrial completo (1982-1992) con objeto de analizar si se habían registrado alteraciones dignas de mención. Entre los resultados de estas estimaciones cabe destacar que se mantiene la misma tónica que para el período 1975-1992, se obtiene la misma ordenación de los sectores y se aprecia un incremento de la elasticidad respecto al capital tecnológico en Alimentos, bebidas y tabaco y un descenso en Productos eléctricos.

Por lo que respecta a las variables trabajo y capital físico privado, se ha observado en todas las regresiones que los coeficientes estimados tienen, en general, el signo esperado y magnitudes verosímiles y relativamente estables. A través de los valores relativos de las elasticidades se comprueba que los sectores más intensivos en capital físico son: Productos químicos, Metálicas básicas, Máquinas de oficina y procesamiento de datos, instrumentos de precisión y de óptica y Productos eléctricos.

La variable que recoge el progreso técnico autónomo, por el contrario, no presentó habitualmente significatividad estadística. Recuérdese que la especificación del modelo incorporaba, simultáneamente, una variable de progreso técnico autónomo (progreso explicado por factores exógenos al modelo) y una variable de capital tecnológico, variable con la que se considera que los avances tecnológicos y, por lo tanto, la producción dependen de la tecnología acumulada (aproximada a partir de los gastos en I+D). En los sectores en los que el progreso técnico autónomo no resultó estadísticamente significativo, el capital tecnológico sí lo fue, lo cual puede interpretarse como una mejora en el conocimiento de las razones que explican el avance tecnológico¹³. No obstante, Frantzen (1998) ofrece una interpretación adicional de tipo econométrico. En su opinión, la tendencia temporal con la que tradicionalmente se representa el progreso técnico autónomo puede estar correlacionada con otras variables teóricas de los modelos, particularmente, con el capital tecnológico.

En definitiva, la estimación de la función de producción promedio de estos países en cada uno de los sectores manufactureros –ampliada con una variable representativa del capital tecnológico– confirma la necesidad de trabajar, al menos en el caso de los países de la Unión Europea, con una perspectiva de sección cruzada que complete los estudios agregados. Por otra parte, se han obtenido pautas sectoriales alternativas a la clasificación tradicional basada en la oportunidad tecnológica sectorial (nivel de esfuerzo tecnológico) que ponen de relieve la importancia de la I+D para crear valor añadido no sólo en los sectores de más alto contenido tec-

(13) Véase Romer (1994) para un mayor detalle sobre esta interpretación.

nológico sino también en sectores de contenido tecnológico intermedio o bajo. Asimismo, es relevante la modificación en las elasticidades del producto respecto a los factores tradicionales que conlleva la introducción de la variable capital tecnológico en la especificación de la función de producción de aquellos sectores en los que resulta significativa, poniendo así en cuestión la práctica habitual de cálculo de la productividad total de los factores, preasignando unas elasticidades respecto al capital y al trabajo iguales al porcentaje que representa la retribución de ambos factores en el valor añadido. Por otra parte, el capital tecnológico calculado a partir de los gastos de I+D ha de considerarse como una forma de aproximación al conocimiento tecnológico de cada sector, cuya idoneidad depende del tipo de ciencia relacionada con las actividades tecnológicas desarrolladas en cada sector (química, eléctrica-electrónica, mecánica, *software*). Probablemente, los resultados de algunos sectores pueden explicarse por este hecho. En todo caso, para progresar en el conocimiento de la variación intersectorial del comportamiento de la actividad innovadora y sus efectos deberán utilizarse otras mediciones de este factor. Particularmente, resultará interesante modelizar los efectos de la globalización de la I+D a través de la incorporación de los efectos desbordamiento del capital tecnológico entre países, tarea que se desea acometer en cuanto se disponga de una dimensión temporal mayor y pueda trabajarse con mayores grados de libertad.

ANEXO I: MEDICIÓN DE LAS VARIABLES Y FUENTES ESTADÍSTICAS UTILIZADAS

El estudio se ha realizado para el período 1975-1992 con datos de nueve países (Alemania, Francia, Italia, Reino Unido, España, Holanda, Suecia, Finlandia y Dinamarca) y de hasta doce sectores industriales, si bien para algún país no se ha dispuesto de datos tan desagregados.

Con objeto de homogeneizar la información de los distintos países, se ha trabajado con los siguientes sectores: Alimentos, bebidas y tabaco (Alimentación); Industria textil, de vestido y cuero; (Textil); Papel y productos de papel, imprenta y publicaciones (Papel); Productos químicos, del petróleo, del carbón, del caucho y de plástico (Química); Productos minerales no metálicos excepto productos del petróleo y del carbón (Minerales no metálicos); Industrias metálicas básicas (Metálicas básicas); Productos metálicos, excepto maquinaria y equipos de transporte (Productos metálicos); Maquinaria agrícola e industrial (Maquinaria agrícola e industrial); Máquinas de oficina y procesamiento de datos, instrumentos de precisión y de óptica (Maquinaria de oficina y precisión); Productos eléctricos (Productos eléctricos); Equipos de transporte (Equipos de transporte); y Otras industrias manufactureras (Otras industrias manufactureras). No se han alcanzado resultados económicamente explicables para los casos de los sectores Madera y productos de madera, incluido mobiliario y Productos metálicos, maquinaria y equipos de transporte que en las estadísticas de algunos países engloba a Productos metálicos, Maquinaria agrícola e industrial, Maquinaria de oficina y precisión, Productos eléctricos y Equipos de transporte.

La variable valor añadido a precios de mercado (GDPD) –expresada en dólares y paridades de compra de 1990– el *stock* de capital físico privado (CAP) –también expresado en dólares y paridades de compra de 1990– y el empleo total (ET)

proceden de la International Sectorial Data Base (ISDB) (OECD Statistics Directorate (STD/NAD), 1997)¹⁴. Las únicas excepciones han sido Reino Unido, cuyos datos de empleo se han completado en los últimos años con la base STAN (98), y España, país que no aparece en las mencionadas base de datos, y en el que las cifras de valor añadido y de personas ocupadas han sido tomadas de la Encuesta Industrial que elabora el Instituto Nacional de Estadística (INE), y las del capital físico privado, de la Fundación BBV (1999) (expresándolas en dólares y paridad de compra de 1990). El capital físico privado se ha introducido retardado un período (es decir, el capital a finales de un año se supone disponible para la producción del año siguiente), para reducir el posible sesgo de simultaneidad entre las variables. En un principio, se pretendió introducir el *stock* de capital ajustado por el grado de utilización de la capacidad productiva. Lamentablemente, las publicaciones de la Comisión Europea no proporcionan información de esta variable para todos los años, sectores y países considerados, especialmente de los últimos que se incorporaron a la Unión Europea. Una opción hubiera sido trabajar con datos del grado de utilización de la capacidad productiva para el conjunto de los distintos países, solución que también hubiera introducido sesgos. En todo caso, la no introducción de la corrección cíclica debe tenerse en cuenta a la hora de analizar los resultados.

El *stock* de capital tecnológico de cada sector (SID) se ha construido mediante el método de inventario permanente a partir de los gastos intramuros en investigación y desarrollo ejecutados por las empresas del sector y país que aparecen en la base de datos Analitical Business Enterprise Expenditure on R&D (ANBERD) (OECD, DSTI) (ANBERD database, 1997), siguiendo el procedimiento propuesto por Griliches (1979) y utilizado por buena parte de la literatura empírica revisada. Concretamente, el *stock* inicial R , se calculó como:

$$R_{i,t+1} = E_{i,t+1-\theta} + (1 - \delta) R_{i,t} \quad [3]$$

$$R_{i,t+1} = (1 + g_i) R_{i,t} \quad [4]$$

de donde

$$R_{i,t} = \frac{E_{i,t+1-\theta}}{g_i + \delta} \quad [5]$$

Siguiendo a Pakes y Schankerman (1984), se ha supuesto que los efectos de los gastos en I+D sobre el crecimiento de la producción no son inmediatos, considerando, por lo tanto, que existe un retardo medio de dos años entre la realización de los gastos y la derivación de sus efectos, es decir, $\theta = 2$ lo cual reduce los posibles sesgos de simultaneidad. Consecuentemente,

(14) Al igual que la mayor parte de la literatura revisada, se ha optado por explicar el valor añadido bruto y no el valor de la producción para evitar tanto los problemas que entraña la falta de deflatores específicos para los consumos intermedios como los problemas econométricos que implica la introducción de los *inputs* intermedios en la función.

$E_{i,t+1-\theta} = E_{i,t+1-2} = E_{i,t-1} = E_{i,1973}$, de manera que,

$$R_{i,1974} = \frac{E_{i,1973}}{g_i + \delta} \quad [6]$$

donde

$E_{i,1974}$ = *Stock* tecnológico en el año 1974 del sector i .

$E_{i,1973}$ = Gasto en I+D y pagos por patentes en el año 1982 del sector i .

g_i = Tasa media anual acumulativa de crecimiento de los gastos en I+D y pagos por patentes del sector i durante el período 1982-1989. En los casos en que $g_i < 0$, se consideró $g_i = 0$.

δ = Tasa de depreciación del *stock* tecnológico.

Para años sucesivos se ha aplicado la expresión:

$$R_{i,t} = R_{i,t-1} (1 - \delta) E_{i,t-2} \quad [8]$$

Para expresar estos gastos en unidades monetarias constantes se ha utilizado el deflactor del PIB de cada país base 1990 y se han expresado en dólares aplicando la PPA calculada por la OECD¹⁵. La tasa de depreciación considerada ha sido del 15%, ya que como muestra la mayoría de las investigaciones, los resultados muestran escasa sensibilidad a la tasa elegida¹⁶. De esta forma, se ha supuesto que el *stock* de capital tecnológico es una buena *proxy* del conjunto de conocimientos técnicos que existen en una economía.

(15) Ciertamente, homogeneizar la información de nueve países de la UE en el período analizado es tarea ardua y, sobre todo, controvertida, particularmente en el caso de los gastos en I+D. El propio Griliches (1979) destacó el problema de la inexistencia –en aquel momento (y en la actualidad)– de un deflactor de los gastos en I+D. Aunque no llegó a decantarse por ninguno de los índices empleados hasta el momento, señaló como principal inconveniente del deflactor del PIB que no reflejaba apropiadamente la intensidad de la mano de obra altamente cualificada. Coe y Helpman (1995), por su parte, calcularon un índice que era media ponderada (al 50%) del deflactor implícito de la producción del sector privado empresarial (*business enterprise sector*) y un índice de salarios promedio del referido sector. No obstante, ambos autores no trabajaron con datos sectoriales sino con datos agregados de los países. Sin entrar a considerar la idoneidad de su deflactor, la carencia de series homogéneas, a nivel sectorial, de producción y salarios del sector privado de negocios impide su utilización en este trabajo. Ante la ausencia de un deflactor específico, nos decantamos por usar el deflactor del PIB de cada país, ya que pondera la evolución de los precios de todos bienes y servicios producidos. El deflactor, con base 1990, se tomó de las estadísticas de la OCDE. Una vez expresados los gastos en unidades monetarias constantes, se pasaron a dólares USA (PPA 1990).

(16) El lector interesado puede solicitar a los autores las estimaciones efectuadas, suponiendo otras tasas de depreciación.

ANEXO 2: CORRESPONDENCIA DE LAS AGREGACIONES DE LA OCDE CON LAS DE LA FUNDACIÓN BBV (1999), CNAE Y ENCUESTA INDUSTRIAL

Agregación sectorial de la OCDE	Agregación sectorial de fundación BBV	CNAE-74	Encuesta industrial
Alimentos, bebidas y tabaco	Productos alimenticios, bebidas y tabacos	413, 414, 411, 412, 415/423, 424/428, 429	De 47 a 64
Industria textil, de vestido y cuero	Productos textiles, cuero y calzados, vestido	43, 453/456, 441, 442, 451, 452	De 65 a 74
Papel y productos de papel, imprenta y publicaciones	Papel, artículos de papel, impresión	471, 472, 473, 474, 475	De 80 a 82
Productos químicos, del petróleo, del carbón, del caucho y de plástico	Productos Químicos y Productos de caucho y otros	251/255 y 481, 482	De 19 a 30 y 83 y 84
Productos minerales no metálicos excepto productos del petróleo y del carbón	Minerales y productos no metálicos	242, 246, 241, 247, 231/239, 243, 244, 245, 249	De 12 a 18
Industrias metálicas básicas	Minerales metálicos y siderometalurgia	211, 221, 222, 223, 212 Y 224	De 9 a 11
Productos metálicos, excepto maquinaria y equipos de transporte	Productos metálicos	31	De 31 a 35
Maquinaria agrícola e industrial	Maquinaria agrícola e industrial	32	36 y 37
Máquinas de oficina y procesamiento de datos, instrumentos de precisión y de óptica	Máquinas de oficinas y otros	330,39	38 y 46
Productos eléctricos	Material y accesorios eléctricos	34,35	39 y 40
Equipos de transporte	Material de transporte	361, 362, 363, 37, 38	De 41 a 45
Otras industrias manufactureras	Madera, corcho y otras manufacturas	46,49	De 75 a 79 y de 85 a 89

Observación: La agrupación empleada es la de la CNAE y Encuesta Industrial vigente el período estudiado (1975-1992).



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Banerjee, A. (1999): "Panel data unit roots and cointegration: an overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, págs. 607-629.
- Bravo, A. y M.A. Quintanilla (1995): "Convergencia en el esfuerzo de I+D", *Papeles de Economía Española*, 63, págs. 317-323.
- Coe, D.T. y E. Helpman (1995): "International R&D Spillovers", *European Economic Review*, 39, págs. 859-887.
- Cohen, W. (1995): "Empirical Studies of Innovative Activity" en Stoneman, P. (ed.): *Handbook of the economics of innovation and technological change*, págs. 182-264.
- Englander, A.S. y A. Mittelstädt (1988 a): "Total factor productivity: macroeconomic and structural aspects of the slowdown", *OCDE Economic Studies* 10.
- Englander, A.S., R. Evenson y M. Hanazaki (1988 b): "R&D, innovation and the total factor productivity slowdown", *OCDE Economic Studies* 11, págs. 7-47.
- Fagerberg, J. (1996): "Technology and competitiveness", *Oxford Review of Economic Policy*, 12 (3), págs. 39-51.
- Fisher, R.A. (1932): *Statistical Methods for Research Workers*, Oliver & Boyd, Edimburgh, 4th Edition.
- Frantzen, D. (1998): "R&D efforts, international technology spillovers and the evolution of productivity in industrial countries", *Applied Economics*, 30, págs. 1459-1469.
- Freeman, C. (1998): "The economics of technical change", en Archibugi, D. y I. Michie (eds.): *Handbook of the economics of innovation and technological change*, págs. 16-54.
- Fundación BBV (1999): *El "stock" de capital en España y su distribución territorial. 1964-1995*, Fundación BBV Documenta, Bilbao.
- Griliches, Z. (1979): "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth", *Bell Journal of Economics*, 10 (1), págs. 92-116.
- Griliches, Z. (1984) (ed.): *R & D, Patents and Productivity*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- Griliches, Z. (1995): "R&D and Productivity: Econometric Results and Measurement Issues", en Stoneman, P. (ed.): *Handbook of the economics of innovation and technological change*, págs. 52-89.
- Grossman, G.M. y E. Helpman (1991): *Innovation and growth in the global economy*, MIT Press, Cambridge, Mass.
- Hatzichronoglou, T. (1997): *Revision of the high-technology sector and product classification*, STI Working Paper 59918, OCDE, París.
- Im, K.S., M.H. Pesaran y Y. Shin, Y. (1997): "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Mimeo*, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Instituto Nacional de Industria. *Encuesta Industrial*. Varios años. INE, Madrid.
- Kao, C. (1999): "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 90, págs. 1-44.
- Levin, A. y C.F. Lin (1992): "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", Department of Economics, University of California, San Diego, *Discussion Paper*, n.º 92-93 (revised 1993).
- Levin, A. y C.F. Lin (1993): "Unit Root Tests in Panel Data: New Results", Department of Economics, University of California ad San Diego, *Discussion Paper*, n.º 93-56.
- Maddala, G.S. y S. Wu (1999): "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", *Oxford of Economics and Statistics*, Special Issue, págs. 631-652.
- McCoskey, S. y C. Kao (1998): "A Residual-based Test for the Null of Cointegration in Panel Data", *Econometric Reviews*, 17, págs. 57-84.

- Mohnen, P. (1992): *The Relationship between R&D and Productivity Growth in Canada and other Major Industrialized Countries*, Ottawa, Minister of Supply and Services Canada.
- Müller, W.G. y M. Nettekoven (1999): "A Panel Data Analysis: Research and Development Spillover", *Economics Letters*, 64, págs. 37-41.
- Ng, S. y P. Perron (1995): "Unit Root Tests in Arma Models With Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of The American Statistical Association*, vol. 90, 429, págs. 268-281.
- OCDE (1997a): *International Sectoral Data Base (ISDB)*, Statistics Directorate (STD/NAD), OCDE, París.
- OCDE (1997b): *Analytical Business Enterprise Expenditure on R&D (ANBERD)*, Statistics Directorate (DSTI/ANBERD), OCDE, París.
- OCDE (1997c): *Bilateral Trade Database*, Statistics Directorate (DSTI/STAN/BDT), OCDE, París.
- Patel, P. y K. Pavitt (1995): "Patterns of Technological Activity: their Measurement and Interpretation", en Stoneman, P. (ed): *Handbook of the economics of innovation and technological change*, págs. 14-51.
- Pedroni, P. (1999): "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, págs. 653-670.
- Phillips, P.C.B. y Moon, H.R. (2000): "Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview of Some Recent Developments", *Econometric Reviews*, 19 (3), págs. 263-286.
- Romer, P. (1990): "Endogenous Technical Change", *Journal of Political Economy*, 98 (5), págs. 71-102.
- Romer, P. (1994): "The Origins of Endogenous Growth", *Journal of Economic Perspectives*, 8 (1), págs. 3-22.
- Sánchez, P. (1999): "Política tecnológica para sectores tradicionales: lecciones de los Estados Unidos", *Papeles de Economía Española*, 81, págs. 242-259.
- Solow, R. (1957): "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economic and Statistics*, 39 (3), págs. 312-320.
- Stoneman, P. (ed.) (1995): *Handbook of the economics of innovation and technological change*, Blackwell.
- Wei, Y., X. Liu, D. Parker y K. Vaidya (1999): "The Regional Distribution of Foreign Direct Investment in China", *Regional Studies*, 33 (9), págs. 857-867.

Fecha de recepción del original: febrero, 2000

Versión final: noviembre, 2001

ABSTRACT

Taking the recent theories of economic growth as a starting point, this paper tries to show the importance and diversity of the role played by technological capital in the production of several industries. To that end, a panel with the data of nine EU countries during the period 1975-1992 has been constructed from which we have then estimated an extended production function for twelve industries.

Among the main contributions of this study, emphasis should be placed on the adoption of a sectorial approach for the estimation of a model by using data for Spain, as well as for another eight EU countries. In addition, unit roots and cointegration tests have also been used so as to validate the estimations by means of panel data techniques, in this way trying to avoid, the possibility that the regressions might be spurious.

The results obtained confirm that for most manufacturing sectors the traditional production function must be extended and technological capital introduced, a variable whose contribution to the growth of production differs ostensibly among sectors.

Key words: R+D, extended production functions, economic growth, panel data, unit roots, cointegration.

JEL classification: D-240.