

Capítulo 9

ACTIVIDAD ECONÓMICA Y ACTIVIDAD TECNOLÓGICA: UN ANÁLISIS SIMULTÁNEO DE DATOS DE PANEL *

Luis Rodríguez Romero
Universidad Carlos III

1. Introducción

Existe una conocida y transitada línea de trabajos que, siguiendo el esquema introducido por Griliches (1973), tratan de precisar el efecto de las actividades tecnológicas en el crecimiento del sistema productivo. Dicho esquema se basa, como es bien sabido, en la definición de un «capital tecnológico», resultado de la acumulación, con unas condiciones determinadas de depreciación y maduración, de las actividades de I + D realizadas anualmente, y su posterior inclusión como un *input* adicional en la función de producción. Los resultados obtenidos de la aplicación de este tipo de análisis en la economía española difieren en gran medida en cuanto a la intensidad de la relación apuntada, aun cuando coinciden en señalar un efecto positivo y significativo del capital tecnológico sobre el *output*.

Otra línea de análisis empírico sobre el proceso de cambio técnico ha tratado de establecer los factores determinantes de las actividades tecnológicas, centrándose en especial en el efecto del tamaño de las unidades productivas sobre la entidad relativa de dichas actividades, a través de distintas versiones de lo que se ha dado en llamar hipótesis «schumpeteriana»¹. Al igual que en el caso anterior, los estudios reali-

* Mi agradecimiento al fallecido Gonzalo Mato está en el propio origen de este trabajo, ya que a su estímulo se debe mi interés y el de otros muchos compañeros sobre las posibilidades del análisis de panel aplicado a temas de economía industrial. Miguel Delgado, Alvaro Escribano, José María Labeaga y Juan Ignacio Peña han efectuado interesantes comentarios, sin que esto suponga ningún tipo de responsabilidad sobre el resultado final. Agradezco, asimismo, los interesantes comentarios y sugerencias de un evaluador anónimo.

¹ Véase Stoneman (1983).

zados para España difieren en la entidad de la relación estimada aun cuando no en su carácter directo.

En el presente trabajo se trata de diseñar un esquema general que enfatiza la relación entre ambos enfoques, subrayando los elementos de simultaneidad implícitos en los mismos, y deduciendo sus posibles implicaciones cuando la estimación se realiza en un marco de datos de panel. En especial, se apunta cómo el empleo de estimadores en primeras diferencias o desviaciones ortogonales puede crear problemas de consistencia y eficiencia en los parámetros estimados en ambos tipos de modelos, planteando la necesidad de encontrar algún método específico para afrontar los problemas implícitos de simultaneidad presentes en los mismos.

El esquema desarrollado se aplica a una muestra de empresas industriales españolas durante el período 1974-1981, deduciendo los posibles sesgos derivados según los distintos métodos de estimación, y comparando los resultados obtenidos con los anteriormente disponibles.

Según lo anterior, en el próximo apartado 2 se plantea el marco general de análisis y sus posibles implicaciones. En el apartado 3 se recogen las principales características de la muestra empleada en la estimación referida a la industria española.

En el apartado 4 se presentan los resultados obtenidos y se evalúa la presencia de los sesgos apuntados en el análisis general. Y, finalmente, en el apartado 5 se recogen las conclusiones metodológicas derivadas en un plano general y se resumen los resultados más característicos deducidos de la muestra empleada en relación con los derivados en anteriores estudios sobre la industria española.

2. Modelo y planteamiento general del trabajo

Como ya se ha mencionado, la estimación del efecto de las actividades tecnológicas sobre la actividad productiva se efectúa a través de la introducción de un *input* adicional, capital tecnológico, en la función de producción. Empleando una tecnología Cobb-Douglas, sin restricciones respecto al tipo de rendimiento de escala existente, aplicada a un marco de datos de panel correspondientes a n empresas durante T períodos, tendríamos que:

$$Q_{it} = Ae^{\lambda t} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} C T_{it}^{\gamma} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, n$$

$$t = 1, \dots, T$$

siendo A la tasa de progreso técnico no incorporado; K : capital; Q : *output*; L : trabajo; CT : capital tecnológico.

El capital tecnológico de la i -ésima empresa se deriva de los gastos anuales en actividades tecnológicas E_{it} a través de una formulación de inventario permanente en el que W es el factor de ponderación:

$$CT_{it} = \sum_{\tau=0}^{\infty} W^{\tau} E_{i(t-\tau)},$$

Asumiendo un esquema multiplicativo de depreciación a una tasa constante (δ), y un cierto desfase (l) de maduración entre la realización de las actividades tecnológicas anuales y su incorporación en el *stock* de capital, tendremos:

$$CT_{it} = \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\delta)^{\tau} E_{i(t-l-\tau)} = \frac{1}{1-\phi(L)} E_{i(t-l)},$$

siendo $\Phi = (1 - \delta)$; L : operador de retardos.

Sustituyendo en (1):

$$Q_{it} = A e^{\lambda} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \left[\frac{1}{1-\phi(L)} E_{i(t-l)} \right]^{\gamma}. \quad (2)$$

Numerosas formulaciones de (2) han sido ensayadas en distintos contextos, con resultados divergentes tanto en lo que se refiere a los estimadores «entregrupos» como «intragrupos». Un factor coincidente en estos análisis es la detección de componentes individuales heterogéneos en la perturbación aleatoria, potencialmente ligados con las variables explicativas empleadas, que llevan a una destacada discrepancia entre ambos tipos de estimadores.

Por otra parte, como ya se ha enunciado, otra línea de trabajos han tratado de contrastar empíricamente la validez de las hipótesis establecidas por Schumpeter sobre el efecto positivo del tamaño de la empresa en la innovación. Al carecer de una medida satisfactoria y comparable del *output* derivado de las actividades tecnológicas, estas contrastaciones han tendido a centrarse en la relación entre la entidad de las actividades tecnológicas (*inputs*) y el tamaño de la empresa que las realiza, prestando una menor atención a la posible mejora de eficiencia de dichas actividades en las unidades de una mayor dimensión².

² La «verdadera» hipótesis schumpeteña comprendía ambos aspectos, postulando una elasticidad del *output* tecnológico respecto al tamaño mayor que la unidad.

En un marco de datos de panel, este tipo de análisis implica plantear la relación:

$$E_{it} = MQ_{it}^{\alpha} \quad (3)$$

Siendo M una constante y tratando de establecer si α (elasticidad de las actividades tecnológicas respecto al tamaño) es mayor o menor que la unidad.

Es interesante subrayar cómo la dimensión intertemporal del anterior planteamiento (estimadores intragrupos) supone de hecho asumir una formulación de la determinación de las actividades tecnológicas a partir del impulso de la demanda (hipótesis «demand pull») relacionando las variaciones en dichas actividades con la evolución del producto de la empresa.

Consideradas conjuntamente, las ecuaciones (2) y (3) conforman un subsistema simultáneo en el que las actividades tecnológicas (E_{it}) y el *output* (Q_{it}) aparecen como variables endógenas. De hecho, tomando logaritmos y suponiendo que los errores son multiplicativos en (1) o aditivos en (4) y (5), tendremos:

$$\ln Q_{it} = cte + \lambda t + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \gamma \ln \left[\frac{1}{1 - \phi(L)} E_{i(t-1)} \right] + \eta_i + v_{it} \quad (4)$$

$$\ln E_{it} = cte + \mu \ln Q_{it} + \pi_i + u_{it} \quad (5)$$

Donde se supone que:

a) La esperanza de los componentes de las perturbaciones aleatorias son igual a cero y no existe correlación serial entre ellas:

$$\begin{aligned} E[\eta_i] = E[\pi_i] = E[v_{it}] = E[u_{it}] = 0, \quad \forall i, \forall t \\ E[v_{it}, v_{is}] = E[u_{it}, u_{is}] = E[u_{it}, v_{is}] = 0 \\ s \neq t. \end{aligned}$$

b) Las variables explicativas K y L son estrictamente exógenas:

$$\begin{aligned} E[K_{it}, v_{is}] = 0, \quad \forall s, \forall t \\ E[L_{it}, v_{is}] = 0, \quad \forall s, \forall t. \end{aligned}$$

Bajo dichos supuestos la estimación por *MCO*, en niveles, del sistema (4) y (5), no implicaría, aun cuando se suponga simultaneidad, ninguna distorsión en los parámetros obtenidos, siempre que se dé la con-

dición adicional de que no exista ningún tipo de relación entre las variables explicativas de cada ecuación y el componente individual de la perturbación aleatoria, es decir:

a) Ecuación (4):

$$E[X_{it}, \eta_{it}] = 0$$

$$X_{it} = (K_{it}, L_{it}, CT_{it}).$$

b) Ecuación (5):

$$E[Q_{it}, \pi_{it}] = 0.$$

Esto es debido a que el desfase existente entre la realización de las actividades tecnológicas (momento «í») y su incorporación al capital tecnológico (momento «í + /») confiere un carácter recursivo al conjunto del sistema, manteniéndose la independencia de las variables explicativas respecto a la perturbación aleatoria en cada una de las ecuaciones. Así, debido a la simultaneidad del sistema tendremos:

a) Ecuación (4):

$$E[E_{it}, v_{it}] \neq 0, \quad \forall t.$$

b) Ecuación (5):

$$E[Q_{it}, u_{it-t-\tau}] \neq 0, \quad \tau \geq 0.$$

Sin embargo, dado el desfase existente entre la realización de las actividades de carácter investigador y su inclusión en el capital tecnológico se mantiene que:

a) Ecuación (4):

$$E[E_{it-t}, v_{it}] = 0.$$

b) Ecuación (5):

$$E[Q_{it}, u_{it}] = 0,$$

lo que permite la estimación por *MCO*.

Ahora bien, si, como es habitual en este tipo de análisis, es necesario tomar algún tipo de diferenciación temporal con objeto de eliminar la distorsión producida por la relación del componente individual de la perturbación aleatoria con alguna de las variables explicativas, los esti-

madores obtenidos —primeras diferencias o desviaciones ortogonales³— estarán sesgados debido a la relación generada entre la perturbación aleatoria y las nuevas variables transformadas. Así, si transformamos las ecuaciones originales en diferencias tendremos que:

Ecuación (4):

$$E[(E_{i(t-l)} - E_{i(t-l-1)}), (v_{it} - v_{i(t-1)})] = 0; \quad l \neq 1.$$

Ecuación (5):

$$E[(Q_{it} - Q_{i(t-1)}), (u_{it} - u_{i(t-1)})] = 0; \quad l \neq 1.$$

Es decir, únicamente existirá distorsión en el caso que el desfase de maduración supuesto para los gastos en actividades tecnológicas sea igual a uno.

Por el contrario, si transformamos la ecuación en desviaciones ortogonales:

Ecuación (4):

$$E \left[\left(E_{i(t-l)} - \frac{1}{T-t-1} (E_{i(t-l+1)} + \dots + E_{it} + \dots + E_{i(T-l)}) \right), \right. \\ \left. \left(v_{it} - \frac{1}{T-t-1} (v_{i(t+1)} + \dots + v_{iT}) \right) \right] \neq 0; \quad \forall l.$$

Ecuación (5):

$$E \left[\left(Q_{it} - \frac{4}{T-t-1} (Q_{i(t+1)} + \dots + Q_{i(t+l)} + \dots + Q_{iT}) \right), \right. \\ \left. \left(u_{it} - \frac{1}{T-t-l} (u_{i(t+1)} + \dots + u_{it}) \right) \right] \neq 0; \quad \forall l.$$

³ La estimación en desviaciones ortogonales se desarrolla en Arellano (1988) y surge del empleo de mínimos cuadrados generalizados para eliminar la autocorrelación de primer orden introducida por la utilización de primeras diferencias. Su base es obtener diferencias respecto a una media de los valores de los períodos posteriores al considerado. Así:

$$\left[x_{it} - \left(\frac{1}{T-t-1} (x_{i(t+1)} + \dots + x_{it}) \right) \right] \sqrt{\frac{T-t-1}{T-t}}$$

la distorsión en dicho caso existiría cualquiera que sea el desfase de maduración supuesto⁴.

Enfrentados a algún tipo de distorsión derivado de la transformación introducida en el sistema, existen dos posibles tipos de soluciones. Por una parte, si se cumple la condición (a) anteriormente especificada —falta de autocorrelación serial en los residuos— los valores desfasados de las variables endógenas resultan potenciales instrumentos de las variables endógenas del sistema, de tal forma que se contaría con un vector cambiante de variables instrumentales que para cada una de las ecuaciones (4) y (5) sería:

Ecuación (4):

$$Z_{it} = (K_{it}, L_{it}, E_{it}, \dots, E_{it-t-1})'$$

Ecuación (5):

$$Z_{it} = (Q_{it}, \dots, Q_{it-t-1})'$$

Este tipo de estimadores fueron introducidos originalmente por Anderson y Hsiao (1981), y han sido generalizados recientemente interpretándolos como estimadores del Método Generalizado de Momentos (MGM), ya que en un último término su base es minimizar la discrepancia entre la supuesta independencia poblacional del vector de variables instrumentales empleadas en cada uno de los periodos respecto a la perturbación aleatoria y el valor muestral de dicha relación⁵. En nuestro caso, se ha empleado un sistema MGM en dos etapas, en el que, considerando que la perturbación aleatoria no tiene por qué ser homocedástica, se reintroduce un estimador de su varianza a partir de los residuos calculados en la primera etapa⁶.

Por el contrario, en las condiciones en que no se pueda mantener el supuesto (a) de falta de autocorrelación de los residuos, ni sea posible establecer ninguna restricción razonable sobre su carácter, es necesario emplear métodos más tradicionales de variables instrumentales. Para ello, se puede recurrir a la utilización como instrumento de alguna de las

⁴ El caso del estimador «intragrupos» (desviaciones respecto a la media temporal de la variable) se encuentra subsumido en el de desviaciones ortogonales, ya que únicamente supondría completar la secuencia temporal empleada como referencia del término respecto al que se toma la diferencia. Es interesante subrayar que el empleo de diferencias intra grupos excluye la utilización de este tipo de aproximación, ya que en la perturbación aleatoria transformada aparece la secuencia completa de valores de la misma, desde el período inicial hasta el período T .

⁵ Arellano y Bond (1988a); Holtz-Eakin, Newey y Rosen (1988).

⁶ Véanse Arellano y Bond (1988b) y Arellano y Bover (1990).

variables exógenas del sistema, si se cumple el supuesto (b) sobre la existencia de una estricta exogeneidad de las mismas, o bien introducir instrumentos externos ⁷.

Según el esquema desarrollado, en primer lugar hallaremos los estimadores en niveles y desviaciones ortogonales de cada una de las ecuaciones del sistema, comparándolos para contrastar la presencia de efectos individuales relacionados con las variables explicativas en cada una de las ecuaciones. Una vez verificada dicha presencia se obtendrán estimadores alternativos MGM en dos etapas, con objeto de verificar la presencia e importancia de los elementos de simultaneidad y su efecto en los parámetros estimados.

3. Datos

Los datos base del estudio provienen de las encuestas sobre Grandes Empresas Industriales (GEI) realizadas por el anterior Ministerio de Industria y Energía (MINER) durante el período 1973-81. Las 59 empresas seleccionadas es una muestra truncada, resultante de la aplicación del doble criterio de contestación en todos los años del período y realización de algún tipo de actividad tecnológica. La imposición de dicho criterio limita, por tanto, el alcance de las conclusiones del análisis, siendo únicamente aplicables al marco general del que se ha derivado la muestra de partida: grandes empresas industriales que realizan actividades tecnológicas de una forma continua.

Las variables empleadas plantean, asimismo, algún tipo de matización que conviene considerar explícitamente. Como medida del *output* se han considerado las ventas de la empresa, lo que implica todos los problemas derivados de la falta de consideración explícita de los *inputs* intermedios. La utilización de trece variables ficticias de carácter sectorial debe haber reducido los posibles efectos distorsionadores de este problema, en la medida que permiten una base más comparable de las empresas entre sí. Como deflactor de dicho *output* se ha empleado el índice de precios de la producción bruta de la Fundación Empresa Pública, construido con una desagregación de 14 sectores productivos a partir de la Contabilidad Nacional para el año 1973, el índice de precios industriales para el período 1974-77 y la Encuesta Industrial para 1978-81.

El empleo se refiere al total de la ocupación de la empresa en el período de referencia, abarcando personal tanto fijo como eventual. En este último caso, las cifras han sido ajustadas a unidades consideradas en estimación a jornada completa, considerando el número total medio de horas trabajadas por un empleado fijo.

⁷ Véase Chamberlain (1984).

Como medida de capital se ha empleado la única posibilidad disponible, que es la cifra de Inmovilizado Material Bruto que aparece en el balance presentado por la empresa ⁸. La existencia de múltiples posibilidades de regulación de balances en el período analizado justifica, en parte, la aplicación al total de cada año de un deflactor de la formación bruta de capital construido, asimismo, por la Fundación Empresa Pública a partir de la publicación *Series Macroeconómicas para el período 1954-88: un intento de homogeneización*, de la Dirección General de Planificación (Ministerio de Economía y Hacienda). De cualquier forma, dichas regularizaciones plantean discontinuidades evidentes en la evolución de la serie que se han tratado de minimizar a través del empleo de una serie de variables ficticias de carácter temporal.

Finalmente, la estimación del capital tecnológico se ha realizado a partir de los datos sobre desembolsos en actividades de I + D e importación de tecnología (pagos por asistencia técnica y patentes), efectuados por la empresa en el período de referencia. Como deflactor se ha empleado un índice de precios específico, construido en un anterior trabajo ⁹ sobre la base de los tres diferentes tipos de componentes que engloban los gastos en I + D: personal, *inputs* materiales y equipos. Las ponderaciones de cada tipo de gasto se obtuvieron de las estadísticas oficiales del INE sobre gastos en I + D, referidas al período 1982-85. El deflactor salarial se construyó a partir de la Encuesta Industrial, para el período 1978-81, y de las Estadísticas Industriales, Encuesta de Salarios y Contabilidad Nacional, para el resto. Como deflactores de los componentes *inputs* materiales y equipo, se tomaron los ya referidos de producción bruta e inmovilizado.

Una vez obtenidos los datos deflactados sobre actividades tecnológicas se construyeron tres tipos de capital tecnológico correspondientes a las actividades investigadoras propias (CTID), los gastos en importación de tecnología (CTIM) y el capital total resultante de la suma de ambos (CT). Esto ha permitido considerar por primera vez en nuestro país el efecto del tipo de capital tecnológico sobre sus rendimientos.

El esquema general seguido en la estimación de los *stocks* de capital tecnológico ha sido el de inventario permanente, indicado en el anterior epígrafe:

$$CT_{it} = \sum_{\tau=0}^{\infty} (1 - \delta)^{\tau} E_{i-t-\tau}$$

⁸ En las cintas de partida se disponía también del inmovilizado neto, pero algún error de transcripción ha llevado que para tres años del período (1973, 1974 y 1975) se ha grabado el inmovilizado bruto en su lugar, con lo que la serie presenta una discontinuidad en el período 1975-76 que la descalifica.

⁹ Véase Grandon y Rodríguez Romero (1991).

Como desfase se adoptó un solo período productivo, entidad inferior a la derivada en estudios referidos a países con un mayor nivel tecnológico, en los que se sitúa entre 1,7 y 2,6 años según sector y tipo de actividad¹⁰, considerando que gran parte de las actividades tecnológicas realizadas en nuestro país en el período analizado son de carácter adaptativo, por lo que su maduración es menor que la de dichos países. Como tasa de depreciación se ha elegido 0,25, aun cuando pruebas auxiliares realizadas con valores menores han mostrado una escasa sensibilidad de los resultados obtenidos.

Al disponerse de una serie limitada de datos sobre actividades tecnológicas, surge el problema característico del método del inventario permanente, consistente en la necesidad de un punto inicial para la derivación de la serie de *stocks*. Para ello se ha empleado un método planteado en Griliches (1980), basado en la suposición, a partir de los datos disponibles, de una tasa constante de crecimiento del capital tecnológico durante el período no cubierto por el estudio.

Sabiendo que:

$$CT_{t+1} = E_{t+1-t} + (1 - \delta)CT_t \quad (6)$$

y suponiendo una tasa de crecimiento constante entre períodos, g , en nuestro caso aproximada por el crecimiento del tipo de gastos considerado en el período 1973-75, tenemos:

$$CT_{t+1} = (1 + g)CT_t \quad (7)$$

con lo que sustituyendo (7) en (6):

$$CT_t = \frac{E_{t+1-t}}{g + \delta}$$

En nuestro caso, E_{t+1-t} es igual a E , dado que el desfase supuesto es igual a un año, por lo que el período inicial para los *stocks* de capital tecnológico es 1973.

4. Resultados

El cuadro I recoge los resultados obtenidos a partir de la introducción del capital tecnológico en una función Cobb-Douglas del tipo de la expresada en (4), en la que no existen restricciones respecto al tipo de

Véanse Pakes y Schankerman (1984) y Suzuki (1985).

economías de escala. De forma adicional a las variables ya mencionadas, se ha incluido un índice de la importancia relativa del capital tecnológico obtenido a partir de las importaciones de conocimientos técnicos desarrollados en el exterior respecto al derivado de actividades investigadoras propias (CTRE).

La inclusión de esta variable intenta captar si la composición por

$$\ln Q_{it} = c + h \ln Q_{i(t-1)} + \lambda t + \alpha \ln K_{it} + \gamma \ln CT_{it} + \psi \ln CTRE_{it} + \eta_i + v_{it}$$

	Estimación n conjunta	Desviaciones ortogonales	Desviaciones ortogonales v. dependiente desfasada	
			Coeficientes estimados	Elasticidades largo plazo

CUADRO I. *Capital tecnológico y productividad.*

Constante	2,3 (6,6)	-0,03 (-1,2)	-0,01 (-0,7)	
Q(-1)			0,43 (7,4)	
<i>t</i>	0,015 (1,4)	0,047 (5,0)	0,017 (2,0)	0,03
<i>K</i>	0,42 (12,9)	0,12 (2,5)	0,09 (2,3)	0,16
<i>L</i>	0,32 (6,9)	0,61 (5,7)	0,30 (2,8)	0,53
<i>CT</i>	0,13 (8,8)	0,03 (2,8)	0,019 (2,1)	0,033
<i>CTRE</i>	-0,003 (-0,3)	0,019 (3,4)	0,011 (2,1)	0,019
<i>TSS</i>	1.076	29,7	20,1	
<i>RSS</i>	136	17,8	10,2	
<i>m₁</i>	10,1	7,3	1,7	
<i>m₂</i>	9,1	4,3	0,04	
Wald Test	961(5)	189(5)	205(6)	

Notas

- *t* dummy temporal; *K* capital; *L* trabajo; *CT* capital tecnológico total (incluyendo importaciones); *CTRE* capital tecnológico derivado de importaciones respecto a capital tecnológico total (índice de dependencia exterior).
- En paréntesis estadístico «i».
- Test robustos a heterocedasticidad.
- *m_j* y *m_j* test de correlación serial de los errores de primer y segundo grado, respectivamente. Su distribución es $iV(0,1)$ bajo la hipótesis nula.
- El test de Wald mide la significación conjunta de las variables incluidas. Se distribuye como X^2_K siendo *K* el número de coeficientes estimados, bajo la hipótesis nula de no correlación. Entre paréntesis se indican los grados de libertad.
- Se incluyen 13 variables ficticias de carácter sectorial cuya adscripción aparece en el Apéndice 2.

origen del capital tecnológico influye sobre sus posibles rendimientos, sin que de esto se pueda derivar ninguna conclusión fundamental respecto al denominado problema de la «dependencia tecnológica». En general, las hipótesis más elaboradas que analizan dicho problema parten de la comparación de dos situaciones excluyentes: una, la presente, en la que se da un predominio de la importación de tecnología exterior y una reducida entidad de actividades investigadoras y tecnológicas propias que la propician y justifican. Otra, la contrafactual, en la que existiría un mayor equilibrio entre ambas. La inclusión de la variable CTRE intenta únicamente analizar si en la presente situación general de dependencia tecnológica tiene algún efecto relativo la existencia de distintas estrategias tecnológicas empresariales.

Los resultados obtenidos en la estimación de (4) (véase cuadro I) muestran en general un destacable nivel de significatividad de los coeficientes estimados y un apreciable nivel de explicación de las variables exógenas empleadas. La divergencia entre la estimación conjunta y la derivada de la transformación de desviaciones ortogonales indican, por otra parte, la presencia de efectos individuales relacionados con las variables explicativas, que deben de distorsionar los resultados obtenidos en niveles.

Los coeficientes estimados apuntan: 1) Presencia de un cambio técnico no incorporado de carácter residual bastante elevado (0,03). 2) Rendimientos decrecientes de escala con independencia de la consideración o no del *input* capital tecnológico. Dichos rendimientos adquieren una especial intensidad en la estimación en desviaciones ortogonales, lo que debe de estar indicando los importantes problemas ya señalados derivados de la medición del *stock* de capital y la falta de información sobre el grado de utilización del mismo. 3) Efecto significativo del capital tecnológico que adquiere mucha mayor intensidad cuando se incluye la dimensión transversal de la muestra, lo que induce a pensar que en ella debe de influir la relación de dicha variable con algún efecto individual no incluido en el análisis. 4) Finalmente, en la dimensión temporal de la muestra se deduce un efecto significativo y con apreciable intensidad de la composición del capital tecnológico, indicando un aumento de productividad del mismo ante incrementos del porcentaje relativo que representa el componente importado sobre el componente de origen nacional.

Tanto en la estimación en niveles como en desviaciones ortogonales se observa una fuerte autocorrelación serial en los residuos, lo que aconsejó la inclusión de la variable dependiente desfasada con objeto de introducir una estructura dinámica explícita en la misma. Su inclusión disminuye fuertemente los niveles de autocorrelación serial, desapareciendo la de segundo orden, y dan lugar a unas elasticidades a largo plazo muy similares a las obtenidas en la estimación anterior.

El cuadro II muestra los resultados obtenidos en la estimación independiente de (5), es decir, el efecto contemporáneo de la actividad económica sobre los recursos destinados a actividades tecnológicas.

Como resulta frecuente en este tipo de contrastaciones, la evidencia ofrece resultados contradictorios respecto al posible efecto positivo del tamaño sobre las actividades tecnológicas. En la estimación conjunta, en la que domina la variabilidad transversal de la muestra («entre empresas»), la elasticidad obtenida es mayor que uno, lo que supondría un aumento de la proporción de gastos tecnológicos respecto a ventas en la medida que se incrementa la dimensión de la empresa. Sin embargo, este hecho debe estar distorsionado por algún tipo de efecto individual no considerado, ya que los resultados con la transformación de desviaciones ortogonales dan lugar a una fuerte disminución del valor de la elasticidad obtenida (de 1,05 a 0,47), lo que implica una inversión de la anterior

CUADRO II. *Gastos en tecnología y actividad económica.*

$\ln E_{it} = c + \mu \ln Q_{it} + \pi_i + u_{it}$			
	Estimación conjunta (niveles)	Desviaciones ortogonales	Desviaciones ortogonales + cambio estructural 1979-81
<i>C</i>	-6,4 (-9,5)	-0,1 (-0,4)	-0,1 (-0,3)
<i>Q</i>	1,05 (19,0)	0,47 (1,8)	0,63 (2,2)
<i>Q(79/81)</i>			-1,2 (-2,1)
<i>TSS</i>	1.891	588	588
<i>RSS</i>	831	504	500
<i>m₁</i>	8,0	4,9	4,8
<i>m₂</i>	5,7	2,3	2,3
Wald Test	362(1)	3,2*(1)	6,2**(2)

* Significativo al 10%
** Significativo al 5%

Notas

- E_{it} : gastos anuales en actividades tecnológicas (propias + importación); Q_{it} : ventas; $Q(79/81)$: variables para captar un posible cambio estructural en la etapa 1979-81, que recoge únicamente los valores de Q pertenecientes a dichos años.
- Restos de indicaciones: véase cuadro I.
- Se incluyen siete «dummies» temporales con objeto de incorporar efectos específicos de carácter anual.
- Se han ensayado estimaciones en niveles y otras formas funcionales: cuadrática, logarítmica, cuadrática y semilogarítmica, con resultados claramente peores que los aquí recogidos.

conclusión sobre la variación de la intensidad relativa de los gastos en tecnología respecto al tamaño.

La disminución en el grado de significatividad registrada en la estimación en desviaciones está influida, por otra parte, por la existencia de un claro cambio estructural perceptible en los últimos años del período analizado. La inclusión adicional de una nueva variable ficticia durante dicho período ofrece una clara muestra de dicha transformación, sugiriendo que el efecto entre tamaño y actividades tecnológicas se invierte en el período 1979-81. Esto puede ser debido al retardo que adquiere en la industria española el ajuste a la crisis iniciada en 1974 y que en dichos años adquiere su mayor intensidad ⁿ.

En todas las estimaciones realizadas se mantiene un elevado grado de autocorrelación serial. Esto debe reflejar claras deficiencias de especificación en el modelo empleado, que resulta extremadamente simple para captar la multiplicidad de factores que inciden sobre la realización de las actividades tecnológicas.

Como ya se ha indicado en el apartado 2, si consideramos las dos ecuaciones anteriormente estimadas, (4) y (5), como parte de un modelo simultáneo en el que se determina recursivamente la actividad económica y tecnológica, los coeficientes estimados asociados a Q y CT a través del procedimiento de desviaciones ortogonales estarán sesgados, debido a la relación existente entre las variables de referencia y las perturbaciones aleatorias transformadas. Con objeto de obtener estimadores consistentes se puede recurrir a aplicar un método de variables instrumentales dentro del que, como ya se ha indicado, caben dos estrategias. Por una parte, el empleo como instrumento de algunas de las variables explicativas consideradas como estrictamente exógenas o bien la recurrencia a instrumentos externos al sistema considerado. Por otra parte, el empleo de variables endógenas desfasadas como instrumentos para las ecuaciones en desviaciones, lo que implica restricciones específicas sobre la estructura de correlación serial de los errores, que aseguren su independencia respecto a la perturbación aleatoria.

En nuestro caso, los resultados obtenidos en la estimación en desviaciones obligan a seguir una estrategia mixta, empleando un método distinto para cada una de las dos ecuaciones que componen el sistema. Así, la presencia únicamente de correlación serial de primer grado en la ecuación (4), así como la inspección de su matriz de correlaciones, permite suponer que los errores de dicha ecuación siguen un proceso MA (1), por lo que el vector $[Q_n, \dots, G_{1(r-2)}, CT_n, \dots, Cr^{\wedge}]$ constituyen instrumentos válidos para la estimación de los parámetros Q_x y CT . Por tanto, en dicho caso, se puede emplear el procedimiento MGM que

explota las restricciones derivadas de la ausencia de **relación de dichas** instrumentos respecto a la perturbación aleatoria transformada. • J

Por lo contrario, la presencia de un elevado grado de correlación serial de primer y segundo grado en la ecuación (5) cuestiona la independencia de los desfases de la variable Q como instrumentos en la misma, obligando a la recurrencia a otro tipo de instrumentos. Ante la ausencia de instrumentos externos adecuados se ha recurrido al empleo de los *inputs* capital (K) y trabajo (L), variables consideradas exógenas en el sistema analizado y con un apreciable grado de correlación con Q . En cualquier caso, y a efectos comparativos, también se ofrecen los resultados derivados del método generalizado de momentos a partir del vector $[Q, \dots, Q_{i(t-1)}]$.

Los cuadros III y IV presentan los resultados de los distintos métodos

CUADRO III. *Capital tecnológico y productividad (modelo simultáneo).*

<i>MGM (dos etapas)</i>		
	Coeficiente estimado	Elasticidad L.
$\hat{\pi}(-1)$	0,47 (4,2)	
/	0,02 (2,0)	0,037
K	0,09 (2,5)	0,17
L	0,33 (2,9)	0,62
CT	0,025 (3,1)	0,047
$CTRE$	0,014 (2,6)	0,026
TSS	20,1	
RSS	10,3	
m_1	0,60	
m_2	-0,26	
Wald Test	281(6)*	
Sargan Test	36,4(31)**	

* Significativo al 1%

** Significativo al 10%

— En el *MGM* se han empleado tres desfases de cada una de las variables instrumentadas, las variables exógenas consideradas y un total de trece «dummies» sectoriales, número máximo de variables posible dado el tamaño de la muestra.

— El test de Sargan contrasta la existencia de restricciones de sobreidentificación y se distribuye χ^2 siendo K el número de restricciones, bajo la hipótesis de validez de los instrumentos empleados.

— Resto de indicaciones: véase cuadro I.

de variables instrumentales empleados en cada una de las ecuaciones estimadas. Su comparación con los coeficientes en desviaciones anteriormente obtenidos parecen confirmar la existencia de distorsiones en las variables consideradas como endógenas, derivadas de la no consideración de la simultaneidad entre las mismas.

Así, los coeficientes aumentan respecto a los obtenidos anteriormente, incrementándose la elasticidad del producto respecto al capital tecnológico de 0,019 (0,033 a largo plazo) a 0,025 (0,047 a largo plazo), y la de las actividades tecnológicas respecto a la actividad económica de 0,63 a 0,88. Por lo demás, las estimaciones resultan significativas y tanto sus líneas generales como su grado de explicación no difieren en gran medida de lo obtenido anteriormente.

Así, en la ecuación de capital tecnológico y productividad: 1) Se observa un elevado grado de cambio técnico no incorporado cuya elasticidad a largo plazo llega a ser 3,7 por ciento. 2) Se obtienen elasticidades de *inputs* primarios verosímiles, 17 por ciento y 62 por ciento, respectivamente, en las que destaca la escasa entidad del coeficiente referido al capital, fruto, con bastante probabilidad, de sus problemas específicos de medición. 3) El capital tecnológico presenta una elasticidad a largo plazo del 4,73 por ciento, valor muy similar al obtenido en otros trabajos internacionales. 4) Y, finalmente, el efecto del capital tecnológico resulta

CUADRO IV. *Gastos en tecnología v actividad económica (modelo simultáneo).*

	V. instrumentales en desviaciones ortogonales (instrumento: <i>K</i>)	V. instrumentales en desviaciones ortogonales (instrumento: <i>L</i>)	<i>MGM</i> (dos etapas)
<i>Q</i>	0,88	0,99	0,96
	(2,5)	(2,6)	(1,9)
Q(79/81)	-1,41	-1,52	-1,16
	(-2,4)	(-2,5)	(-1,9)
<i>TSS</i>	588,7	588,7	588,7
<i>RSS</i>	501,2	502,6	501,7
<i>m</i> ₁	4,9	4,9	5,1
<i>m</i> ₂	2,3	2,3	2,5
Wald Test	7,7(2)*	8,7(2)**	4,0(2)***
Sargan Test			42,9(35)

* Significativo al 5%. **

Significativo al 2%. ***

No significativo.

Notas Véanse «notas a los cuadros I y III».

condicionado por la composición del mismo, mejorando en la medida que aumenta su componente importado.

Respecto a la relación entre gastos en tecnología y actividad económica, la elasticidad obtenida se acerca a la derivada en la estimación conjunta, aproximándose a 1 (0,88), aun cuando se observa un fuerte cambio estructural en la última parte de la muestra (1979-81), que indica una reducción de la misma, posible fruto de los procesos de ajuste presentes en la industria española en el mismo período.

5. Resumen y comentarios finales

El objetivo del presente trabajo es doble. Por una parte, se ofrece un nuevo esquema para el análisis empírico de la relación entre actividad económica y actividad tecnológica, caracterizado por suponer ambos aspectos como variables endógenas de un sistema simultáneo. Los elementos de simultaneidad y su posible distorsión del efecto estimado del capital tecnológico sobre la actividad económica ya han sido considerados en anteriores trabajos¹², pero han sido referidos a la determinación simultánea de *inputs* y *output* en la función de producción de referencia. Su consideración en el marco de la causalidad entre actividad tecnológica y económica puede tener interés y comparte una perspectiva de endogeneización del cambio técnico recientemente aplicada en otros contextos¹³.

Por otra parte, el marco analítico desarrollado se ha aplicado a la economía española, obteniéndose estimadores del efecto del capital tecnológico en la actividad económica y de la relación de esta última con los recursos destinados a tecnología, susceptibles de comparación con los tres anteriores trabajos realizados en este campo en nuestro país.

Si bien con diferentes grados de significatividad, las estimaciones obtenidas bajo la hipótesis de presencia de simultaneidad difieren y mejoran respecto a las derivadas en un marco uniecuacional. Ahora bien, la inclusión como variable explicativa de la variable endógena desfasada en la ecuación (4), así como la sencilla y simple especificación de la ecuación (5) aconseja el ser cautos a la hora de atribuir unilateralmente la mejora registrada en la presencia de elementos de simultaneidad. En cualquier caso, con todas las salvedades mencionadas, a las que habría que añadir la imposibilidad de obtener conclusiones definitivas basadas en una sola muestra referida a un único país, de los resultados obtenidos se derivaría que la falta de atención explícita a la posible presencia de

¹² Griliches y Mairesse (1984).

¹³ Véanse los nuevos desarrollos en teoría del crecimiento, por ejemplo, Lucas (1988).

simultaneidad podría dar lugar a una infravaloración apreciable de los coeficientes normalmente estimados respecto al efecto del capital tecnológico en la actividad económica, y la maduración de ésta en los recursos dedicados a actividades investigadoras ¹⁴.

En cuanto a la comparación de los resultados obtenidos con los derivados de anteriores estimaciones referidas a nuestro país, el cuadro V recoge los principales datos a este respecto.

Como puede observarse, a pesar de la corrección introducida por la aplicación del *MGM*, la elasticidad de la actividad económica respecto al capital tecnológico obtenida es muy inferior a los dos primeros trabajos de Lafuente, Salas y Yagüe (1985), y Fluvía (1989), y sólo resulta comparable a la obtenida en Grandon y R. Romero (1991). El valor del coeficiente obtenido es muy similar al derivado en otros trabajos de este tipo en un plano internacional (Mairesse y Sassenou, 1989), aun cuando la productividad marginal implícita resulta muy elevada en términos comparativos debido a la escasa entidad del capital tecnológico respecto al producto en nuestro país.

La elasticidad estimada de los recursos destinados a actividades tecnológicas, por el contrario, es claramente superior a la derivada anteriormente en el único trabajo en que se considera la variación temporal de la muestra (Fluvía, 1989). El coeficiente obtenido se aproxima a 1, lo que implicaría la neutralidad de las variaciones de la actividad económica respecto al nivel de recursos dedicados a la investigación e importación de tecnología ¹⁵.

Por último, la estimación de un coeficiente específico para la composición del capital tecnológico como elemento adicional al efecto derivado de la entidad absoluta del mismo supone una cierta novedad en el marco de los análisis del efecto del capital tecnológico. Los resultados obtenidos han sido bastante robustos a los distintos métodos de estimación empleados, y señalan un efecto positivo de la entidad relativa del capital tecnológico derivado de importaciones sobre el de origen propio. En una situación caracterizada por una escasa realización de actividades I + D y un elevado grado de dependencia relativa respecto a las transformaciones provenientes del exterior, como es el caso de España, esto debería interpretarse como revelador del carácter complementario que

¹⁴ Cabría, asimismo, argumentar que las distorsiones detectadas pueden deberse a otro tipo de problemas que originen la correlación entre las variables consideradas como endógenas y las perturbaciones aleatorias de cada una de las ecuaciones. El principal candidato a este respecto sería la presencia de errores de medida en las variables consideradas como endógenas (Griliches y Hausman (1986).

¹⁵ Adicionalmente dicho valor podría reflejar la elevada participación relativa de las importaciones de tecnología dentro del total de actividades tecnológicas y su relación, incluso contractual, con el volumen de actividad.

CUADRO V. *Relación capital tecnológico y actividad económica.*

	Datos	Tipos de estimación	Periodo	Elasticidad	Productividad marginal del C.T. implícita
Lafuente, Salas, Yagüe (1985)	Temporales	<i>MCO</i>	1964-80 650%-850%	0,11-0,16 ^a	
Fluviá (1989)	Empresas	Panel incompleto. Diferencias	1973-81	0,20-0,18 ^b	
Grandon, R. Romero (1990)	Empresas	Panel. Estimador Covarianza	1973-81	0,04-0,044 ^c	
R. Romero (1992)	Empresas	Panel. D. ortogonales. <i>MGM</i>	1974-81	0,047 ^d	48-102

Relación gastos anuales en tecnología y actividad económica

	Datos	Tipo de estimación	Período	Elasticidad	Forma funcional
Lafuente, Salas, Yagüe	Empresas (224)	<i>MCO</i> transversal	1980 1,66-0,6 ^e		log.
Fluviá (1989)	Panel Empresas	incompleto. Diferencias	1973-81		log.
R. Romero (1992)	Panel. Empresas	D. ortogonales.	1974-81		log.

Dependiendo de distintas hipótesis sobre grado de depreciación y perfil de evolución (pág. 64).
 Depreciación de capital tecnológico 0,25; «dummies» sectoriales. ^c
 Tasa depreciación del capital tecnológico 0,15; «dummies» sectoriales.
 Tasa de depreciación 0,25; «dummies» sectoriales. ^c Dependiendo del sector, no se ofrecen datos generales; la elasticidad es menor que uno en 7 de los sectores que se estiman con una forma funcional logarítmica.
 Se consideran gastos en investigación.

las actividades de I + D tienen respecto a las transferencias provenientes del exterior, sin inferir conclusiones sobre la «bondad» o «maldad» de cada una de estas vías de acceso al cambio técnico ¹⁶.

¹⁶ De anteriores trabajos del autor (Rodríguez Romero, 1988) se desprenden efectos que pueden considerarse como «positivos» de la realización de actividades propias de I + D, en el sentido de reducir la incidencia del cambio técnico ahorrador de trabajos estimado para una muestra de empresas industriales españolas.

MEDIA DE LOS DATOS EMPLEADOS

	<i>QE</i> (millones ptas., 1980)	<i>K</i> (millones, 1980)	<i>L</i> (personas)	<i>CT</i> (millones, 1980)
1973	13.137 (22.733)	15.236 (23.784)	2.832 (4.798)	1.056 (2.109)
1974	10.504 (41.113)	18.080 (31.015)	2.983 (4.928)	10.192 (2.184)
1975	17.867 (37.092)	20.154 (34.839)	3.108 (5.125)	1.153 (2.237)
1976	20.062 (44.708)	20.522 (36.404)	3.165 (5.282)	1.164 (2.305)
1977	21.045 (45.376)	10.171 (34.518)	3.170 (5.248)	1.191 (2.307)
1978	20.929 (45.546)	18.365 (33.593)	3.187 (5.248)	1.219 (2.383)
1979	22.102 (49.506)	22.745 (39.474)	3.203 (5.300)	1.253 (2.465)
1980	25.420 (59.956)	23.788 (42.187)	3.162 (5.288)	1.201 (2.412)
1981	25.072 (59.903)	22.804 (41.650)	3.095 (5.074)	1.155 (2.369)

* Desviación estándar paréntesis.

Apéndice 2

SECTORES CONSIDERADOS

	Sectores industriales NACE-CLIO R25	CNAE (1974)
1. Energía.....		11-16
2. Minerales metálicos y siderometalurgia.....		21, 22
3. Minerales y productos no metálicos.....		23, 24
4. Químico.....		25
5. Productos metálicos.....		31
6. Maquinaria.....		32
7. Máquinas de oficina y otros.....		33, 39
8. Material eléctrico.....		34, 35
9. Material de transporte.....		36-38
10. Alimentación.....		41, 42
11. Textil, vestido y calzado.....		43-45
12. Papel y derivados.....		47
13. Caucho y plásticos.....		48
14. Madera, corcho y otras manufacturas.....		46, 49

Referencias bibliográficas

- Anderson, T., y Hsiao, C. (1981): «Estimation of Dynamic Model with Error Components», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 76, 598-606.
- Arellano, M. (1988): «An Alternative Transformation for Fixed Effects Models with Predetermined Variables», *Applied Economics Discussion Paper*, 57, Oxford.
- Arellano, M., y Bond, S. (1988a): «Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations», *Applied Economics Discussion Paper*, 57, Oxford.
- (1988b): «Dynamic Panel Data Estimation Using DPD», Institute for Fiscal Studies, *Working Paper* 88/15, Londres.
- Arellano, M., y Bover, O. (1990): «La econometría de datos de panel», *Investigaciones Económicas*, vol. XIV, 1, 3-45.
- Chamberlain, G. (1984): «Panel Data», en Griliches, Z., e Intriligator, M. D. (ed.), *Handbook of Econometrics*, vol. II, Elsevier Science Publisher.
- Fluviá, M. (1989): *R & D Activity in Spanish Industrial Firms: An Analysis with Panel Data*, M. Phil thesis in Economics, University of Oxford.
- Grandón, V., y Rodríguez Romero, L. (1991): «Capital tecnológico e incrementos de productividad en la industria española (1975-81)», *Documento de trabajo 91-01*, Departamento de Economía, Universidad Carlos III de Madrid.
- Griliches, Z. (1973): «Research Expenditure and Growth Accounting», en Williams, B. R. (ed.), *Science and Technology in Economic Growth*, London Macmillan.
- Griliches, Z., y Hausman, J. (1986): «Error in Variables in Panel Data», *Journal of Econometrics*, vol. 31, 93-118.
- Griliches, Z., y Mairesse, J. (1984): «Productivity and R & D at the Firm Level», en Griliches, Z. (ed.), *R & D, Patents and Technology*, The University of Chicago Press, 1984.
- Holtz-Eakin, D.; Newey, W., y Rosen, H. (1988): «Estimating Vector Autoregressions with Panel Data», *Econometrica*, vol. 56, 1371-1396.
- Lafuente, A.; Salas, V., y Yagüe, M. J. (1985): *Productividad, capital tecnológico e investigación en la economía española*, Ministerio de Industria y Energía.
- Lucas, R. (1988): «On the Mechanics of Economic Development», *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, 3-42.
- Mairesse, J., y Sassenou, M. (1989): «Recherche-Developpement et productivité: Un panorama de études économétriques», *Seminaire International sur la Science, la Technologie et le Croissance Economique*, OECD.
- Pakes, A., y Schankerman, M. (1984): «The Rate of Obsolescence of Patents, Research Gestation Lags and Private Rate of Return to Research Resources», en Griliches, Z. (ed.), *R & D, Patents and Productivity*, University of Chicago Press.
- Rodríguez Romero, L. (1988): «Efectos individuales en la estimación de elasticidades de sustitución: Grandes empresas industriales españolas 1979-81», *Revista Española de Economía*, vol. 5, 138-153.

- Segura, J.; Martín, C; Rodríguez Romero, L., *et al.* (1989): *La industria española ante la crisis*, Alianza Editorial.
- Stoneman, P. (1983): *The Economic Analysis of Technological Change*, Oxford University Press.
- Suzuki, K. (1985): «Knowledge Capital and the Private Rate of Return to R & D Japanese Manufacturing Industries», *Journal of Industrial Organization*, vol. 33, 267-274.