

Capital tecnológico y progreso técnico en el G-5*

Abstract.

En este trabajo seguimos a Coe y Helpman (1995) para estimar las elasticidades del progreso técnico respecto del capital I+D en los países del G-5 entre 1971 y 2003. A tal fin, primero construimos las series de capital tecnológico entre 1990 y 2003, caracterizado por una fuerte integración de los mercados, enlazándolas con las del subperiodo 1971-1990. Después, construimos las series de progreso técnico para el periodo completo, netas del impacto del capital humano. Finalmente estimamos el modelo, cuyos resultados se utilizan para extraer conclusiones sobre el mantenimiento de las tendencias y posibles cambios. En ambos trabajos, el progreso técnico de los países líderes depende crucialmente del stock de capital I+D doméstico. Sin embargo, en nuestro trabajo obtenemos elasticidades promedio más altas y mayor dispersión entre países. Las mayores elasticidades totales corresponden a Estados Unidos y Reino Unido, principales beneficiarios de la integración.

Clasificación Código JEL: O33-O50

Apellidos y Nombre del autor o autores:

Patricio Pérez

Adolfo C. Fernández

Marta Bengoa

Universidad o Centro de Investigación: Universidad de Cantabria

*Agradecemos a Rafael Myro y a Pedro Casares sus comentarios y ayuda en la realización de este trabajo.

1. Introducción

El progreso técnico, que constituye la principal fuente de crecimiento de la productividad en las economías desarrolladas, es función del esfuerzo en investigación (Griliches, 1994). Los países llevan a cabo actividades de innovación y, al propio tiempo, se benefician de la difusión tecnológica internacional. En este marco, el objetivo del presente trabajo es estimar la elasticidad del progreso técnico respecto de los inputs tecnológicos, domésticos y extranjeros, en el periodo 1971-2003, en los países del G5: Alemania, Francia, Japón, Reino Unido y EEUU. El progreso técnico se aproxima por la productividad total de los factores (PTF) y los *inputs* tecnológicos por los stocks de capital R&D, que, a su vez, están positivamente relacionados con otros *inputs*, como el número de investigadores y de patentes.

Nuestro trabajo se inspira en Coe y Helpman (1995), si bien introduce algunas aportaciones de interés. En primer lugar, se amplía el horizonte temporal, incluyendo el subperiodo 1990-2003, caracterizado por una fuerte integración en el mercado de bienes, servicios y capitales. En segundo lugar, se reduce la muestra a los países del G-5, que al estar en el umbral de la frontera tecnológica son capaces de extenderla. En tercer lugar, nuestras estimaciones están basadas en observaciones anuales, aunque también se incluyan promedios de cuatro años, para contrastar la robustez de los resultados. Por último, el trabajo utiliza la función de producción de Jones (2002), que incluye de forma explícita el capital humano, delimitando más precisamente el concepto de progreso tecnológico. Nuestros resultados son coherentes con los de Coe y Helpman, si bien se aprecian una serie de cambios en los que es necesario profundizar. En ambos trabajos, el progreso técnico de los países líderes depende crucialmente del stock de capital R&D doméstico y en menor medida del capital foráneo. La elasticidad del

progreso técnico respecto del capital total es robusta a los cambios de especificación, sobre todo en Estados Unidos. Sin embargo, observamos un aumento muy sustancial de la elasticidad promedio y de la dispersión entre países en el subperiodo 1990-2003. Es probable que las estimaciones sobre rentabilidad del capital humano estén subestimando su contribución al crecimiento de la productividad.

La estructura del trabajo es la siguiente. La sección segunda presenta el marco teórico en que se van a basar las estimaciones. La sección tercera define y analiza la evolución de las variables utilizadas. La sección cuarta muestra los resultados de las estimaciones. La sección quinta profundiza en las discrepancias observadas con el trabajo de Coe y Helpman. Por último, la sección sexta concluye.

2. Marco teórico

El entorno económico se caracteriza por un universo con un número finito de economías, descritas por Jones (2002) a través de una función de producción Cobb-Douglas:

$$Y_{it} = K_{it}^a H_{Yit}^{1-a} A_{it}^s, \quad (1)$$

donde Y_i es el output total, K_i es el stock de capital físico, H_{Yi} es la cantidad de capital humano empleado para producir bienes, A_i es el progreso técnico, a es la participación del capital físico en el producto, y los subíndices i y t corresponden al país y al tiempo, respectivamente. Se asume $0 < a < 1$, $s > 0$ y $s = 1/(1-a)$. La contribución del progreso técnico se deduce de la expresión (1) como residuo de Solow:

$$A_{it} = \left[y_{it} / \left(\frac{K_{it}}{Y_{it}} \right)^{\frac{a}{1-a}} l_{Yit} h_{it} \right] L_{it} \quad (2)$$

donde y_i es el producto por hora, l_{Yi} es la proporción del empleo total dedicado a producir bienes, h_i es el capital humano por trabajador y L_i el promedio de horas empleadas por trabajador. A_i refleja en la ecuación (2) no sólo la tecnología, sino todos los factores que determinan el producto a partir de unas dotaciones dadas de capital físico, trabajo, educación e intensidad investigadora. El capital humano adopta la expresión $h_i = e^{f(E_i)}$, donde E_i es la media de años de educación recibida por los trabajadores y $f(\bullet)$ es una función del tipo lineal $f(E) = fE$. La pendiente representa el incremento de ingresos que proporciona una año más de escolarización.

El progreso técnico se caracteriza, al igual que en el trabajo de Coe y Helpman, a través de una función que depende positivamente de los *inputs* tecnológicos y es creciente en sus argumentos:

$$A_{it} = \mathbf{b}_i (RD_{it})^{f_d} (RF_{it})^{f_f m_i} e^{e_{it}}, \quad (3)$$

donde RD_i y RF_i representan los stocks de capital tecnológico, doméstico y foráneo, m_i es la proporción de las importaciones sobre el producto interior bruto (PIB), \mathbf{b}_i es un componente específico que captura la heterogeneidad entre países, invariante en el tiempo, y f_d y f_f son las elasticidades de la PTF respecto del capital doméstico y foráneo, respectivamente. La elasticidad del capital total es por tanto la suma de ambas. Por último, e_i representa una perturbación aleatoria. Tomando logaritmos en la ecuación (3) se obtiene la especificación que se procede a estimar después:

$$a_{it} = \log(\mathbf{b}_i) + \mathbf{f}_d rd_{it} + \mathbf{f}_f m_{it} rf_{it} + \mathbf{e}_{it}, \quad (4)$$

donde a_i , rd_i y rf_i son los logaritmos del progreso técnico, el capital doméstico y el capital foráneo, respectivamente.

3. Datos

Las estimaciones se han realizado utilizando datos de progreso técnico y del stock de capital I+D del sector empresarial, calculados a partir de Jones (2002) y Coe y Helpman (1995), respectivamente. Los valores están expresados en dólares constantes de 1995 en paridades de poder de compra. Las variables utilizadas y su fuente aparecen detalladas en el apéndice A. Se ha supuesto que la rentabilidad de la educación es del 7% en todos los países, de acuerdo con Mincer (1974), y que \mathbf{a} es igual a 1/3 como sugieren Mankiw (1995) y Gollin (2002).

La figura 1 muestra una tendencia creciente de la PTF entre 1971 y 2003, con tasas del 1,2% ó 1,3% en todos los países, salvo en EEUU, donde alcanzan el 2,4%. De esta forma, el progreso técnico de EEUU ha pasado de ser 4,7 veces el de Alemania en 1971, a 6,9 veces en 2003. Los stocks de capital doméstico entre 1990 y 2003 se han calculado aplicando el método de inventario permanente de Coe y Helpman. Después, se han enlazado con los valores proporcionados por estos autores para 1971-1990, obteniendo series homogéneas del periodo 1971-2003. El año 1990, común a ambas submuestras, hace de pivote entre ellas. La figura 2 permite observar que el mayor avance del capital doméstico correspondió a Japón (7,1% acumulativo anual), seguido de Alemania (4,7% anual), EEUU y Francia (3,5%) y el Reino Unido (1,4%).

Los stocks de capital I+D extranjeros se obtienen como media ponderada de los stocks de capital doméstico de cada uno de los socios comerciales de la OCDE,

utilizando la proporción de las importaciones de dichos países como peso relativo. La figura 3 indica la tasa de variación acumulativa anual del capital I+D foráneo entre 1971 y 2003. Su valor alcanza el 5,1% anual en EEUU, por delante de Alemania y Gran Bretaña (3%), y de Francia y Japón (2,3%). Finalmente, la figura 4 muestra cómo la tasa de importación se ha multiplicado por 2,6 en Estados Unidos, frente a un 1,6 en Alemania y Francia, y un 1,2 en Japón y EL Reino Unido. El desigual comportamiento de los stocks de capital tecnológico, doméstico y foráneo, y las tasas de importación entre países puede justificar, al menos en parte, algunos de los resultados obtenidos en la estimación de las elasticidades del progreso técnico.

4. Resultados empíricos

Todas las series utilizadas de la ecuación (4) muestran una clara tendencia ascendente en el periodo considerado. Existe, por tanto, la posibilidad de que las perturbaciones aleatorias sean no-estacionarias, a menos que las series estén cointegradas. Por tal motivo, primero se contrasta la hipótesis nula de que los datos son no-estacionarios y las series están cointegradas, y después se realizan las estimaciones. La idea básica de la cointegración es que la relación a largo plazo de variables con tendencia puede tener un término de error estacionario. En tal caso, el estimador de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) es “superconsistente”, es decir converge al verdadero valor de los parámetros más rápidamente que en el caso de variables estacionarias.

Los resultados de la tabla 1 no permiten rechazar al 99% la hipótesis nula de que las variables a_i , rd_i y m_i*rf_i son $I(1)$ en el periodo 1971-2003. El criterio de Schwartz para una regresión con intercepto y tendencia lineal soporta en Alemania una

especificación ADF (1). En los demás países, los tests son consistentes con la hipótesis de una regresión con intercepto pero sin tendencia lineal. La tabla 2 muestra los resultados del test de Johansen, pudiendo comprobar que las variables son cointegradas. Asumimos que no hay tendencia determinista lineal en los datos de Alemania, Francia, Japón y Estados Unidos, y sí la hay en los del Reino Unido. La hipótesis nula de ningún vector de cointegración se rechazó al nivel del 1%. Tanto el estadístico de traza como el estadístico máximo indican la presencia de una ecuación de cointegración en los cinco países. En consecuencia, utilizamos el estimador de MCO.

La tabla 3 muestra los resultados de la especificación básica de la expresión (4). Empezamos estimando un modelo no-restringido, bajo la presunción de que los coeficientes que miden las elasticidades del progreso técnico puedan variar entre países. La estimación rechaza al 5% la hipótesis nula de que los efectos individuales están incorrelacionados con otros regresores. El estadístico del test de Hausman es 8,82, siendo el valor crítico en tablas 5,9. Al utilizar el enfoque de efectos fijos, la elasticidad del progreso técnico respecto del capital doméstico tiene el signo positivo esperado y es estadísticamente significativa al 1%. Los coeficientes más altos corresponden a Reino Unido (0,93) y Estados Unidos (0,58), seguidos de Alemania y Francia (0,33 y 0,31, respectivamente) y Japón (0,20). La elasticidad del progreso técnico respecto del capital extranjero se ha reducido en todos los países (0,17 en EEUU, frente a 0,07 en Francia y 0,06 en Reino Unido). En el caso de Alemania y Japón la elasticidad respecto del capital extranjero no resulta significativa.

A continuación se presentan los resultados de las regresiones con restricción, bajo la hipótesis de que el G-5 constituye un grupo de países relativamente homogéneos, en términos de la función de progreso técnico. Al imponer en la tabla 4 igual elasticidad del progreso técnico respecto del capital foráneo, las elasticidades totales apenas

difieren de las obtenidas en la tabla 3. En cambio, cuando se restringe la elasticidad del progreso técnico respecto del capital doméstico, en la tabla 5, la elasticidad respecto del capital extranjero aumenta hasta 0,45 en EEUU, sin apenas variaciones en los demás países. El contraste F rechaza al nivel del 1% la hipótesis nula de igual elasticidad del progreso técnico respecto del capital ajeno en los cinco países. (Todas las ecuaciones incluyen constantes específicas del país, significativas al 1%, que no se reportan.)

En resumen, las estimaciones para el G-5, entre 1971 y 2003, son consistentes con las de Coe y Helpman (1995) para el periodo 1971 y 1990, si bien presentan algunas singularidades en las que es necesario profundizar. De un lado, las elasticidades totales de Alemania, Francia y Japón (y, bajo ciertas especificaciones, el Reino Unido) son similares en ambos trabajos. Adicionalmente, cuando se impone igual elasticidad del progreso técnico respecto del capital I+D propio, el coeficiente es idéntico en ambos trabajos e igual a 0,23. De otro lado, la elasticidad del progreso técnico respecto del capital I+D extranjero de EEUU, estimada por nosotros en 0,45, es muy superior a la de aquellos autores (0,03). Como consecuencia, la elasticidad del capital total en EEUU aumenta hasta 0,68 (muy parecida a la que se obtuvo en estimación no-restringida), frente al 0,37 en el Reino Unido, 0,32 en Francia, y 0,23 en Alemania y Japón. A continuación se ofrecen algunas posibles explicaciones a las diferencias entre ambos trabajos.

5. Implicaciones

Una de las posibles fuentes de discrepancia radica en los periodos de observación. Con el fin de contrastar esta hipótesis, en el apéndice B se limita el horizonte temporal de nuestras observaciones al mismo subperiodo que Coe y Helpman, esto es 1971-1990.

Como consecuencia, la elasticidad del progreso técnico de EEUU respecto del capital foráneo se reduce a 0,26 y la elasticidad total a 0,43; esto es aproximadamente un tercio menos que en el periodo completo, pero aun así el doble que en los demás países del G-5. Nótese, además, que las elasticidades del progreso técnico respecto del capital foráneo de Alemania y Japón son ahora significativas (al 10% y al 1%). Los resultados son ahora más coherentes con los de Coe y Helpman, si bien no desaparecen por completo las diferencias. Esta circunstancia podría evidenciar el hecho de EEUU se hubiera beneficiado en mayor medida que otros países de las corrientes de integración propias del periodo 1990-2003.

La segunda fuente de discrepancia pudiera ser fruto de la desigual frecuencia temporal de los datos. Las observaciones en que se basan nuestras estimaciones son anuales, mientras que en el trabajo de Coe y Helpman son quinquenales. Dada la conveniencia de no reducir en exceso los grados de libertad, se ha estimado el modelo con variables que son promedio de las observaciones de cuatro años. Sin embargo, el apéndice C muestra que resulta prácticamente indiferente utilizar observaciones anuales o promedios de cuatro años.

La tercera posible fuente de discrepancia es que la mayor elasticidad de los stock de capital I+D en EEUU se deba a la endogeneidad de dicha variable. Es factible que las empresas estadounidenses reaccionen a los cambios en el ciclo con mayor rapidez que las de otros países, y que el incremento de la investigación sea la consecuencia y no la causa del crecimiento económico. Este hecho pudiera justificar su mayor elasticidad del progreso técnico respecto del capital. El problema se soluciona, en parte, utilizando datos promedio de varios años, si bien es necesario tomar medidas adicionales para resolverlo. Con este fin, se ha estimado el modelo no-restringido por el método generalizado de momentos (MGM), utilizando un retardo del capital foráneo como

instrumento de esta variable y el capital I+D doméstico como instrumento de sí mismo. El modelo está correctamente identificado, pues el rango en columnas de la matriz de instrumentos es igual al rango en columnas de la matriz de parámetros. La estimación por MGM para EEUU proporciona una elasticidad de 0,7 respecto del capital doméstico y no es significativamente distinta de cero respecto del capital foráneo, resulta ser un estimador débil. Ahora bien, la elasticidad total del progreso técnico respecto del stock de capital I+D se mantiene invariablemente en torno a 0,7.

Por último, sería factible que las diferencias fuesen imputables a la propia especificación de la función de progreso técnico. En nuestro trabajo se ha utilizado el mismo método de construcción de las variables stock de capital I+D que en Coe y Helpman, por cuanto no son de esperar diferencias por esa vía. En cambio, resulta verosímil que la diferencia de resultados radique en la variable dependiente, pues se parte de funciones de producción distintas. En primer lugar, en nuestro trabajo se mide el empleo en horas de trabajo y no en número de trabajadores, lo cual resulta más ajustado a la realidad de cada uno de los países analizados. En la medida que varíe el número de horas trabajadas en el tiempo, dentro de cada país y entre ellos, los resultados se verán afectados. En segundo lugar, la función (2) incorpora explícitamente el capital humano, el cual genera externalidades positivas sobre el progreso tecnológico (Romer, 2006, 155ss).

Una vez explicadas y contrastadas las diferencias con el trabajo de Coe y Helpman es necesario analizar las implicaciones que tienen los resultados en relación con las fuentes de progreso técnico y su varianza. Combinando las tasas de crecimiento del capital I+D con las elasticidades respectivas, podemos calcular qué parte del aumento de la PTF procede del capital doméstico y qué parte del capital foráneo. Así, utilizando los inputs tecnológicos y las estimaciones de la tabla 3 (modelo no-restringido), se

obtiene que la contribución del capital I+D propio representa en torno al 75% del total en Francia y EEUU, el 86% en Reino Unido, y el 100 por cien en Alemania y Japón. En cuanto a la varianza, la ecuación (4) se estima bajo la hipótesis nula de que los regresores son ortogonales por construcción. Ahora bien, en nuestro caso esta hipótesis no se cumple, pues los stocks de capital I+D doméstico y foráneo están correlacionados. Por tal motivo, en un ejercicio de descomposición no es posible precisar qué parte de a_i es atribuible a rd_i y qué parte a m_i*rf_i . Con el fin de solucionar este problema Klenow y Rodríguez-Clare (1997) proponen un método informativo de caracterizar los datos, que consiste en dividir la covarianza, atribuyendo la mitad a cada uno de los sumandos:

$$\frac{\text{var}(a)}{\text{var}(a)} = \frac{\text{cov}(a, x) + \text{cov}(a, z)}{\text{var}(a)} = \frac{\text{cov}(a, x)}{\text{var}(a)} + \frac{\text{cov}(a, z)}{\text{var}(a)} = 1, \quad (5)$$

donde $x=(rd, m*rf)$ y $z=(e)$. El proceso equivale a considerar los coeficientes de regresar independientemente rd_i y m_i*rf_i sobre a_i (una vez se incorpora el efecto país al término de error). Teniendo en cuenta que $a=rd+mr f$ y que MCO es un operador lineal, los coeficientes suman la unidad. A su vez, el numerador del primer sumando del segundo miembro de (5) admite una descomposición adicional de la covarianza:

$$\text{cov}(a, x) = \mathbf{f}_d^2 \text{var}(rd) + \mathbf{f}_f^2 \text{var}(m * rf) + 2\mathbf{f}_d \mathbf{f}_f \text{cov}(rd, m * rf). \quad (6)$$

La tabla 6 muestra los resultados de la descomposición de la covarianza (6). De un lado, el modelo explica la totalidad de la varianza del progreso técnico en Alemania y EEUU, más del 80% en Francia y Japón, y dos tercios en el Reino Unido. De otro lado, el proceso atribuye en los cinco países más del 75% de la varianza explicada a la variación del stock de capital I+D doméstico y el resto al capital foráneo.

6. Conclusiones

En este trabajo se ha estimado la elasticidad del progreso técnico respecto de los stocks de capital I+D en los países del G-5 entre 1971 y 2003. Con este fin, se ha tomado como base una función de producción agregada, en la que el output depende de las dotaciones de trabajo, capital físico y capital humano, y el progreso técnico se asimila a la PTF. Primero, se han calculado los stocks de capital I+D doméstico y extranjero para el periodo 1990-2003, enlazando después los valores obtenidos con las series de Coe y Helpman (1995) para el periodo 1971-1990. Las estimaciones del modelo se hacen tanto país por país como mediante un panel de datos, trabajando con observaciones individuales, y contrastándolas posteriormente con promedios de cuatro años.

Nuestros resultados para el periodo 1971-2003 presentan importantes similitudes con los de Coe y Helpman para 1971 y 1990. Las estimaciones muestran en ambos casos que en los países del G-5 el progreso técnico depende crucialmente del stock de capital I+D doméstico. Se trata de un estimador robusto, cuya contribución al crecimiento en estimaciones no-restringidas representa el 87% en promedio. El proceso de descomposición de la varianza aporta proporciones análogas. En cambio, el capital extranjero es un estimador débil y su contribución al progreso técnico no resulta estadísticamente significativa en Alemania y Japón.

No obstante, se aprecian avances en la elasticidad total, especialmente en los EEUU, en los que es necesario profundizar. Conviene, asimismo, ahondar en las causas que justifican la baja elasticidad del capital foráneo en Alemania y Japón. Una de las principales novedades de nuestro trabajo es la elevada elasticidad total del progreso técnico calculada en Estados Unidos. En estimación restringida del capital doméstico, la elasticidad total sube hasta 0,68, el doble que la correspondiente a Francia y Reino Unido, y el triple que la que Alemania y Japón.

El progreso técnico de EEUU aumentó desde principios de los años 70, en términos absolutos y relativos respecto de otros países G-5. Este hecho puede estar relacionado con diversos factores. En primer lugar, los gastos en I+D alcanzaron en promedio el 2,6% del PIB en EEUU, frente a algo menos del 2% en los países europeos, como señalan Perez y Esteve (2007). En segundo lugar, es bastante probable que cuando se atribuye al capital humano en el sector privado una rentabilidad del 7% se esté subestimando su contribución al producto marginal. A la vista de los resultados, parece posible concluir que la rentabilidad del capital humano es bastante mayor en Estados Unidos que en los demás países del G-5. En tercer lugar, los avances en la apertura exterior de la economía americana han hecho de ella la principal beneficiaria de la integración que ha caracterizado el subperiodo 1990-2003. En cuarto lugar, es posible que las empresas estadounidenses reaccionen a los cambios en el ciclo en mayor medida que las de otros países, y que el incremento de la investigación sea la consecuencia y no la causa del crecimiento. En los países europeos, al revestir mayor peso en investigación el gasto público, no existirían tantas variaciones. Sin embargo, los resultados de la estimación con variables instrumentales no avalan esta hipótesis.

Bibliografía

- Coe, D.T., Helpman E. (1995): “International R&D Spillovers”, *European Economic Review* 39, 859-887.
- De la Fuente, A., Doménech R. (2006): “Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make?”, *Journal of the European Economic Association* 4(1), 1-36.
- Gollin, D. (2002): “Getting Income Shares Right”, *Journal of Political Economy* 110, 458-74.
- Griliches, Z. (1994): “Productivity, R&D, and the Data Constraint”, *American Economic Review* 84, 1-23.
- Jones, C.I. (2002): “Sources of U.S. Economic Growth in a World of Ideas”, *American Economic Review* 92, 220-239.
- International Labour Organization: *Work Statistics Directories* (varios años)
- Klenow y Rodríguez-Clare (1997): “The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far?”, en B. Bernanke and J. Rotemberg (ed.), *Macroeconomic Annual 1997*, Cambridge, MA, MIT Press, 73-102.
- Mankiw, N.G. (1995): “The Growth of Nations”, *Brooking Papers on Economic Activity* 1, 275-310.
- OECD (2005): *Annual National Accounts for OECD Member Countries. Database*.
___ - *Labour Force Statistics* (varios años).
___ - *Main Science and Technology Indicators* (varios años).
- Romer, D. (2006), *Macroeconomía Avanzada*, McGraw-Hill.
- World Bank (2004): *Principales indicadores*

Annex A: Data sources

- *GDP per Hour*. The data for GDP at 1990's constant prices were calculated using Eurostat (Statistical appendix to European Economy). Weekly working hours in non-agricultural activities were obtained from the Work Statistics Directories, published by the International Labour Organization (ILO), whilst it was necessary to use various issues of the OECD Labour Force Statistics in order to estimate some of the values for the REINO UNIDO.
- *Human Capital*. The data for average years of educational training for population over 25 years old come from De la Fuente and Doménech (2006), Barro and Lee (2000) and OECD (2005).
- *Engineers and Scientists Engaged in R&D activities*. The source (National Science Board and OECD) is the same as in Jones (2002). The figures for Germany until 1989 are the sum of the old Federal and Democratic Republics.
- *People in work*. The starting point is the total employment in 1960, obtained from OECD Labour Force Statistics. The series for the following years was obtained by applying to that number the rates of variation provided by Eurostat, in European Economy.
- *Gastos en R&D*. Proceden de la OECD (Main Science and Technology Indicators). Las cifras se han convertido en dólares de 1985, utilizando los tipos de cambio en paridad de poder adquisitivo (PPP) del Banco Mundial (2004, Main Indicators). Cuando falta el dato de un año se interpola entre los valores de los años contiguos.
- *Tasas de importación*. Se obtienen de OECD (Annual National Accounts for OECD Member Countries. Database, May 2005). Para Japón no proporciona valores, sino una serie de índices encadenados.

Table 1: Unit root tests

	DE	FR	JP	UK	US
$\log(A)$	-2.38	-0.85	-1.73	-0.21	-1.03
$\log(RD)$	-1.38	-0.38	-2.92	-1.18	-0.24
$m*\log(RF)$	-1.89	-2.25	-2.63	-2,70	-1.08

Notes. The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend (an intercept and a linear trend in Germany). 99% critical value for ADF statistics equals -4.36 (-3.71 for Germany).

Table 2: Johansen Cointegration Test

Series: $\log(A)$, $\log(RD)$ and $m*\log(RF)$

	Hypothesized	Eigenvalue	Trace	1% critical
	No. of CE(s)		Statistic	Value
DE	None **	0.64	40.57	29.75
	At most 1	0.24	9.13	16.31
FR	None **	0.57	34.61	29.75
	At most 1	0.24	8.37	16.31
JP	None **	0.53	31.67	29.75
	At most 1	0.22	7.96	16.31
UK	None **	0.56	38.71	35.65
	At most 1	0.30	13.30	20.04
US	None **	0.59	38.61	29.75
	At most 1	0.30	11.03	16.31

Notes. Trend assumption: no deterministic trend (linear deterministic trend in UK). Lags interval (in first differences): 1 to 1. ** (*) denotes rejection of the hypothesis at the 1% (5%) level. Trace test indicates 1 cointegrating equation at the 1% level.

Table 3: Total factor productivity estimation results (pooled data)

Method: Seemingly Unrelated Regression

Dependent variable is $\log(A)$

	DE	FR	JP	UK	US
f_d	0.33***	0.31***	0.20***	0.93***	0.58***
	(0.03)	(0.02)	(0.01)	(0.06)	(0.04)
f_f	-0.03	0.07***	-0.05	0.06***	0.17***
	(0.02)	(0.01)	(0.03)	(0.02)	(0.04)
R ² adjusted	0.89	0.95	0.88	0.91	0.99
Total elasticity	0.33	0.38	0.20	0.99	0.75

Notes. Dependent variable is \log (TFP). All equations include unreported country specific constants.

White heteroskedasticity consistent covariance standard errors in brackets. *, ** and *** denote statistical significance at the 10, 5 and 1 per cent levels. El estadístico del test de Hausman (8.82) supera el valor crítico en tablas al 5% (5.99).

Table 4: Estimates of the impact of R&D capital stocks on TFP (pooled data)

Coefficients of the foreign capital stock restricted

Dependent variable is $\log(A)$

	DE	FR	JP	UK	US
f_d	0.27*** (0.02)	0.34*** (0.02)	0.21*** (0.01)	0.97*** (0.06)	0.70*** (0.02)
f_f		0.03*** (0.01)	
Total elasticity	0.30	0.37	0.24	1.00	0.73

Notes. All equations include unreported country specific constants. White heteroskedasticity consistent covariance standard errors, in brackets. *, ** and *** denote statistical significance at the 10, 5 and 1 per cent levels. El estadístico del test F es 122.7 y el nivel crítico en tablas al 1% de significación es 2.32, por lo que se rechaza la hipótesis nula de que las elasticidades son iguales en todos los países.

Table 5: Estimates of the impact of R&D capital stock on TFP (pooled data) 1971-2003

Coefficients of the domestic capital stock restricted

Dependent variable is $\log(A)$

	DE	FR	JP	UK	US
f_d		0.23***
			(0.01)		
f_f	0.02	0.09***	-0.02	0.14***	0.45***
	(0.02)	(0.01)	(0.03)	(0.03)	(0.02)
Total elasticity	0.23	0.32	0.23	0.37	0.68

Notes. All equations include unreported country specific constants. White heteroskedasticity consistent covariance standard errors, in brackets. *, ** and *** denote statistical significance at the 10, 5 and 1 per cent levels.

Tabla 6. Análisis de la varianza de $\log(A)$

		FR		UK	USA
$\phi_d^2 \text{Var}(rd)$	0,0178	0,0093	0,0153	0,0117	0,0373
$\phi_f^2 \text{Var}(mrf)$	0,0002	0,0003	0,0008	0*	0,0030
$2 \phi_d \phi_f \text{Cov}(.)$	0,0026	0,0022	0,0026	0*	0,0198
Varianza estimada	0,0206	0,012	0,0188	0,012	0,060
Varianza real	0,020	0,014	0,021	0,019	0,060
% Varianza explicada	104,1	81,3	88,2	62,0	100,0
% Imputación $\text{Var}(rd)$	92,8	88,2	76,1	100,0	78,5
% Imputación $\text{Var}(mrf)$	7,2	11,8	23,9	0	21,5

* Estimador de \mathbf{f}_f estadísticamente no-significativo.

Appendix B: 1971-1990 Estimates (Yearly Observations)

Table B1: Estimates of the impact of R&D capital stock on TFP: 1971-1990

Coefficients of the domestic capital stock restricted

Dependent variable is $\log(A)$

	DE	FR	JP	UK	US
f_d		0.17***	
			(0.06)		
f_f	0.05*	0.08***	0.06***	0.07***	0.26***
	(0.03)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.07)
AR(1)		0.83***	
			(0.06)		
Total elasticity	0.22	0.25	0.23	0.24	0.43

Notes. All equations include unreported country specific constants. White heteroskedasticity consistent covariance standard errors, in brackets. *, ** and *** denote statistical significance at the 10, 5 and 1 per cent levels. Total panel observations:

Appendix C: Four Year Average Estimates

Table C1: Total factor productivity estimation results (pooled data)

Method: Seemingly Unrelated Regression

Dependent variable is $\log(A)$

	DE	FR	JP	UK	US
f_d	0.39*** (0.04)	0.30*** (0.03)	0.20*** (0.02)	0.95*** (0.09)	0.61*** (0.06)
f_f	-0.09*** (0.03)	0.08*** (0.02)	-0.03 (0.05)	0.04 (0.03)	0.14** (0.06)
Total elasticity	0.30	0.38	0.20	0.95	0.75

Notes. Dependent variable is \log (TFP). All equations include unreported country specific constants.

White heteroskedasticity consistent covariance standard errors in brackets. *, ** and *** denote statistical significance at the 10, 5 and 1 per cent levels. Total panel observations: 45.

Table C2: Estimates of the impact of R&D capital stocks on TFP (pooled data)

Coefficients of the foreign capital stock restricted

Dependent variable is $\log(A)$

	DE	FR	JP	UK	US
f_d	0.29***	0.39***	0.21***	1.05***	0.75***
	(0.03)	(0.03)	(0.02)	(0.09)	(0.02)
f_f0.00.....				
	(0.02)				
Total elasticity	0.29	0.39	0.21	1.05	0.75

Notes. All equations include unreported country specific constants. White heteroskedasticity consistent covariance standard errors, in brackets. *, ** and *** denote statistical significance at the 10, 5 and 1 per cent levels. Total panel observations: 45.

Table C3: Estimates of the impact of R&D capital stock on TFP (pooled data)

Coefficients of the domestic capital stock restricted

Dependent variable is $\log(A)$

	DE	FR	JP	UK	US
f_d		0.23***
			(0.02)		
f_f	0.01	0.12***	-0.02	0.23***	0.48***
	(0.03)	(0.02)	(0.06)	(0.05)	(0.03)
Total elasticity	0.23	0.35	0.23	0.46	0.71

Notes. All equations include unreported country specific constants. White heteroskedasticity consistent covariance standard errors, in brackets. *, ** and *** denote statistical significance at the 10, 5 and 1 per cent levels. Total panel observations: 45.

Table C4: Estimates of the impact of R&D capital stock on TFP 1971-1990

Coefficients of the domestic capital stock restricted

Dependent variable is $\log(A)$

	DE	FR	JP	UK	US
f_d		0.27***
			(0.02)		
f_f	-0.06***	0.10***	-0.05	0.12**	0.39***
	(0.02)	(0.02)	(0.04)	(0.05)	(0.04)
Total elasticity	0.21	0.37	0.27	0.49	0.66

Notes. All equations include unreported country specific constants. White heteroskedasticity consistent covariance standard errors, in brackets. *, ** and *** denote statistical significance at the 10, 5 and 1 per cent levels. Total panel observations: 30.