

**ESTIMACIÓN DEL CAMBIO TÉCNICO Y SUS DETERMINANTES PARA EL  
SECTOR FARMACÉUTICO: ESTUDIO COMPARATIVO PARA NUEVE  
PAÍSES DE LA OCDE**

Pablo D'Este Cukierman<sup>1</sup>

Departament d'Economia Aplicada  
UAB

Marzo 1998

**RESUMEN**

En este artículo se realiza un estudio sobre los determinantes del cambio técnico, aplicado al caso particular de la industria farmacéutica. Dos cuestiones se analizan con detalle: en primer lugar, la relación existente entre cambio técnico - tomando el residuo de Solow como metodología para la estimación del mismo- y el stock de capital tecnológico acumulado por la industria; y en segundo lugar, se estudia hasta qué punto la relación anterior presenta características diferenciales significativas para cada uno de los países considerados. Los datos hacen referencia a la industria farmacéutica correspondiente a 9 países de la OCDE, para el período 1978-1990.



---

<sup>1</sup> Universitat Autònoma de Barcelona. Departament d'Economia Aplicada. Edifici B. 08193 Bellaterra (Barcelona) Tlf. 93-581 15 28 Fax. 93-581 22 92 E-mail: pdeste@volcano.uab.es

## 1. Introducción

El análisis del cambio técnico y de sus determinantes es uno de los **problemas** más sugestivos a los que se enfrenta la teoría económica, tanto por la **dificultad** que **entraña** abordar esta cuestión desde un plano teórico -¿cómo explicar las **diferencias entre países**, industrias o empresas en su capacidad de generación de nuevas tecnologías?- como por la relevancia que tiene desde una perspectiva aplicada -sugerir recomendaciones de política económica orientadas a crear las condiciones que favorezcan la generación de cambio técnico. En este trabajo se profundiza en el estudio del cambio técnico, con el objetivo de realizar una estimación del mismo en el sector farmacéutico y proponer una primera aproximación a sus determinantes, poniendo énfasis en el papel que los recursos destinados a investigación y desarrollo (I+D) desempeñan sobre el cambio técnico.

La manera en que la literatura económica ha abordado esta cuestión ha transcurrido básicamente por dos vías<sup>1</sup>: los trabajos de estudio de casos -generalmente tomando como referencia la corriente de innovaciones y la de I+D para un conjunto de empresas -en que se analiza la posible relación entre el esfuerzo en investigación y sus efectos sobre el número de innovaciones generadas por las diversas empresas analizadas (Lichtenberg & Siegel, 1991; Griliches, 1986); por otra parte, se encuentran los trabajos que parten de un enfoque macroeconómico (o mesoeconómico), tomando como objeto de estudio un país o un sector industrial, y que suelen utilizar el residuo de Solow como aproximación a la medición del cambio técnico (Abramovitz & David, 1996; Sterlacchini, 1989). El presente trabajo se enmarca dentro de esta segunda corriente, tomando como industria objeto de estudio la industria farmacéutica, y considerando nueve países de la OCDE - Canadá, Francia, Japón, Holanda, Noruega, España, GB, USA y Finlandia-; por otro lado, se aportan varias cuestiones novedosas respecto a lo que ha sido el tratamiento de la cuestión hasta ahora:

1. el estudio se aborda desde una perspectiva sectorial, pero no para comparar el comportamiento de diferentes sectores dentro de un determinado país -estudios de análisis intersectorial (Sterlacchini, 1989; Lichtenberg & Griliches, 1984; Griliches, 1994)-, sino para comparar el comportamiento de un sector industrial en diferentes países.

2. se parte de la función de producción, pero sin imponer a priori ninguna restricción en relación a los rendimientos a escala: restricciones que son comunes en numerosos trabajos en esta materia (Mansfield, 1988; Raymond, 1995).

3. se propone, como principal variable explicativa del cambio técnico, la acumulación de conocimiento técnico -no los flujos corrientes de gasto en I+D- para lo cual se procede a la estimación del stock de capital tecnológico correspondiente al sector en cada uno de los países estudiados; se sigue en este sentido la orientación marcada por autores como Griliches (1995), donde se realiza un esfuerzo por alcanzar una estimación del stock de capital tecnológico como variable explicativa, frente al empleo de variables explicativas de naturaleza ad-hoc como el concepto de esfuerzo tecnológico -porcentaje de Gasto en I+D en relación al volumen de producción - (Mansfield, 1988; Sterlacchini, 1989).

4. por último, se estudia la posibilidad de que cada país presente **unas** características específicas en la relación entre cambio técnico y stock de **capital**

---

<sup>1</sup> Para un desarrollo detallado y didáctico de las diversas aproximaciones, ver el artículo de Griliches (1979): "Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth". *Bell Journal of Economics*, 1979 (Spring), Vol.10, nº1, pp.92-116.

tecnológico, que impida plantear la existencia de un modelo tecnológico común compartido por todos los países tomados en consideración. El hecho de que la mayor parte de los trabajos se refieran a un sólo país -Griliches, 1995, 1994, 1986; Lichtenberg & Siegel, 1991; Abramovitz & David, 1996- no nos permite extraer conclusiones sobre las diferencias en los determinantes y evolución de cambio técnico entre países.

La elección del sector farmacéutico ha obedecido a nuestro interés por tomar un sector tecnológicamente intensivo. El hecho de que el sector farmacéutico desarrolle un tipo de esfuerzo tecnológico catalogado como formal -una gran parte de la actividad de I+D tiene lugar en departamentos específicamente orientados a dicha actividad, por ejemplo, laboratorios- facilita nuestro trabajo por cuanto hace más representativas las estadísticas oficiales de I+D.

Cabe la pregunta de hasta qué punto resultan generalizables las conclusiones de un trabajo que, como el presente, se centra en un único sector. En relación a esta cuestión, la respuesta es que no se pretende aquí establecer unas leyes generales entre el esfuerzo en investigación y desarrollo y la generación de cambio técnico, sino que consideramos que el esfuerzo analítico en este campo debe ir dirigido más hacia la comprensión de las leyes particulares que están detrás del proceso de innovación en cada industria. En este sentido, el presente trabajo se plantea como un primer envite en esta dirección, definiendo algunos de los rasgos principales que presenta el proceso innovador en este sector desde una perspectiva agregada, tomando como fuente metodológica el esquema conceptual del residuo de Solow como forma de aproximarnos a una cuantificación del cambio técnico.

## 2. Metodología y descripción de las variables

### 2.1. Metodología

Apoyándose en las aproximaciones a la estimación del cambio técnico planteadas en trabajos como los de Solow (1957) o Griliches (1994), el presente trabajo se propone emplear una metodología similar aplicándola al estudio de un sector industrial en particular, y en donde se compara el comportamiento de dicho sector entre diferentes países.

Se parte de suponer que el proceso de producción en el sector puede venir representado por una función de producción del tipo Cobb-Douglas:  $Y = AL^\alpha K^\beta$ , donde "Y" es el valor añadido generado en el sector farmacéutico (en cada uno de los países), "L" es el número de trabajadores contratados, "K" el stock de capital físico y "A" es el residuo objeto de nuestra medición, que utilizaremos como una aproximación a la cuantificación del cambio técnico. Los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  miden la elasticidad del output con respecto al capital y al trabajo respectivamente.

Dividiendo los dos lados de la ecuación por el número de trabajadores se obtiene:  $Y/L = A(K/L)^\beta L^\gamma$ , donde  $\gamma = \alpha + \beta - 1$  es una medida de la posible existencia de rendimientos a escala. Si  $\gamma$  toma el valor cero estaremos en presencia de rendimientos constantes a escala, mientras que  $\gamma$  positivo (negativo) indica rendimientos crecientes

(decrecientes) a escala. Transformando esta expresión en logaritmos, obtenemos lo siguiente:

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \ln A + \beta \ln\left(\frac{K}{L}\right) + \gamma \ln L.$$

Una vez estimados  $\beta$  y  $\gamma$  se obtendrá una estimación del residuo de Solow -una cuantificación del cambio técnico- a partir de la siguiente operación:

$\ln(A_t) = \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_t - (\hat{\beta} \ln\left(\frac{K}{L}\right)_t + \hat{\gamma} \ln(L))$ , donde  $\hat{\beta}$  y  $\hat{\gamma}$  son los coeficientes estimados previamente.

Nuestro objetivo es explicar la variación temporal y transversal de  $A_{it}$ , en función del stock de capital tecnológico<sup>2</sup>; teniendo en cuenta que  $A_{it}$  se ha medido a partir del valor añadido por trabajador, la variable explicativa también se expresa por empleado. La ecuación propuesta es:

$$\ln(A)_{it} = \alpha_i + \delta \ln\left(\frac{KT}{L}\right)_{it}$$

donde  $\alpha_i$  estaría expresando la relevancia de los factores específicos del país "i" como elementos explicativos del residuo de Solow, mientras que  $\delta$  es la elasticidad del cambio técnico respecto al stock de capital tecnológico.

Por último, debe justificarse el hecho de que se haya elegido el modelo en dos etapas (primero, estimación del residuo y luego, relación entre éste y las variables explicativas) en lugar de hacerlo directamente por un modelo general, en donde se incluya de entrada la principal variable que apuntamos como explicativa del residuo: el stock de capital tecnológico. Este modelo general tendría la siguiente expresión:

$$\ln(Y/L)_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln(K/L)_{it} + \beta_2 \ln(KT/L)_{it} + \beta_3 \ln(L)_{it}$$

Si se optó por el proceso en dos etapas fue por dos razones. La primera, porque permitía hacer explícita una aproximación a la cuantificación del cambio técnico a través de la estimación del residuo de Solow, lo que en sí mismo tiene interés. La segunda, porque las variables stock de capital físico y stock de capital tecnológico presentan una fuerte correlación, y ello comporta problemas de multicolinealidad si se las incluía simultáneamente en el modelo<sup>3</sup>.

<sup>2</sup> El stock de capital tecnológico, tal como ya se comentó en la parte descriptiva, está calculado a partir de las series de Gasto en I+D, en el sector farmacéutico, realizadas por cada país. Información extraída del "Basic Science and Technology Statistics, 1995" de la OCDE. La ausencia de una serie suficientemente completa para Alemania ha hecho imposible obtener una estimación del stock de capital tecnológico para este país, por lo que de ahora en adelante se trabajará con nueve países únicamente.

<sup>3</sup> Los resultados que se obtuvieron de la estimación del modelo general llevaban a la no significatividad del coeficiente de  $\ln(KT/L)$  y alta significatividad de  $\ln(K/L)$  cuando se tomaban efectos fijos individuales, mientras que la significatividad de los coeficientes se revertía al tomar efectos fijos individuales y temporales -siendo significativo el coeficiente del stock de capital tecnológico por trabajador y no significativo el del stock de capital físico por trabajador.

## 2.2. Descripción de las variables

Las fuentes de datos que se han utilizado han sido dos:

a) "The OCDE Stan Database for Industrial Analysis: 1974-1993", OCDE 1995, de donde hemos podido obtener información para un amplio número de países, de variables como: valor añadido bruto (a precios corrientes y constantes), formación bruta de capital fijo, número de trabajadores, valor de las exportaciones e importaciones y remuneración de asalariados. Las series estadísticas están presentadas para un nivel de desagregación sectorial que alcanza los cuatro dígitos de la clasificación industrial International Standard Industrial Classification (ISIC); el sector farmacéutico corresponde a la nomenclatura 3522 de la ISIC.

b) "Basic Science and Technology Statistics", OCDE, 1991, de donde se han obtenido las series de gasto en I+D para el sector farmacéutico, en el período 1975-1990, para un número amplio de países.

La necesidad de trabajar únicamente con aquellos países para los cuales hubiera una serie continua de datos ha hecho que el número de países se redujera a nueve -Canadá, Francia, Japón, Holanda, Noruega, España, GB, USA y Finlandia- si bien, para la estimación de la función de producción nos fue posible tomar en consideración a Alemania<sup>4</sup>.

Todas las variables han sido expresadas en términos de dólares, utilizando como tipo de cambio la "paridad de poder de compra" -PPC-, lo cual ha perseguido un doble objetivo: por un lado, el poder comparar las magnitudes relativas a los diferentes países considerados, al estar expresadas todas las variables en relación a una misma moneda; por otro lado, ha jugado el papel de deflactor en la medida en que a través de la paridad de poder de compra respecto a una determinada divisa se están expresando las diferencias en productividad entre los países (y no las fluctuaciones coyunturales de carácter estrictamente monetario que podrían estar expresando los tipos de cambio entre divisas).

Por último, es importante comentar la forma en que han sido calculados los stocks de capital tanto físicos como tecnológicos. Siguiendo la metodología presentada por Raymond (1989), se utiliza el método de inventario permanente ( $K_{t+1} = K_t (1-d) + FBCF_t$  (o Gasto I+D<sub>t</sub>)), que no es más que la corriente acumulada de la inversión física o de I+D realizada hasta el período "t". Los cálculos se han realizado partiendo de que la forma en que se presentan los datos sobre inversión física y tecnológica en la OCDE llevan descontada la depreciación. Puesto que no se dispone de una serie completa de inversión -que nos permita calcular el stock de capital desde un momento inicial remoto en el tiempo- se realiza el supuesto de que  $K/Y = \alpha$  (constante) a lo largo del tiempo. Esto permite establecer una relación entre incremento del stock (FBCF o Gasto en I+D) y aumento de producción (para el intervalo de tiempo en que disponemos de información de producción e inversión), que nos proporciona el valor de dicha  $\alpha$ . Una vez obtenido

<sup>4</sup> El hecho de que la OCDE no ofrezca datos de empleo para el sector farmacéutico español hasta el año 1978, ni datos de formación bruta de capital fijo para Francia y Alemania hasta 1977, lleva a que aparezcan espacios en blanco en los cuadros descriptivos y a que el ejercicio econométrico se inicie en el año 1978, de manera que se pudiera incluir a España.

el valor de  $\alpha$  se calcula el stock de capital físico o capital tecnológico para el año medio del período que habíamos tomado:  $K_{T/2} = \alpha Y_{T/2}$ . A partir de aquí, por el sistema de inventario permanente se obtiene el resto de la serie del stock de capital físico y tecnológico<sup>5</sup>.

### 2.3. Análisis Empírico

Se presentan, a continuación, los cuadros relacionados con algunas de las variables más relevante utilizadas en el trabajo, aquéllas que serán la base del posterior análisis econométrico: la evolución de valor añadido por trabajador, y de los stock de capital físico y tecnológico por trabajador<sup>6</sup>.

**Cuadro 1. VAB por trabajador (miles de \$ por trabajador). Sector Farmacéutico.**

	CANADA	FRANCIA	JAPON	HOLANDA	NORUEGA	ESPAÑA	GB	USA	ALEMANIA	FINLAND
1975	15,79		24,71	17,21	10,13		11,47	39,13		12,44
1976	16,40	12,98	28,39	19,61	12,60		12,62	45,64	23,07	19,82
1977	19,93	14,64	34,25	19,65	14,75		16,56	46,08	24,75	22,22
1978	21,86	18,80	44,03	19,77	16,89	30,06	19,77	46,78	29,99	24,05
1979	23,63	20,68	40,43	20,69	18,41	33,16	16,71	52,13	32,77	26,10
1980	24,80	23,41	46,75	24,31	20,94	35,64	20,23	56,46	33,22	29,33
1981	30,95	25,91	57,59	27,52	21,48	40,67	22,31	67,62	38,52	37,94
1982	34,99	26,69	62,82	33,59	23,44	41,91	28,55	81,20	40,11	39,23
1983	42,00	30,46	69,94	35,37	24,77	44,79	30,13	91,45	45,63	40,82
1984	48,48	29,18	69,97	38,36	26,87	46,81	34,69	93,01	46,54	34,75
1985	54,96	29,62	72,89	42,51	27,51	55,24	39,73	107,43	49,38	38,77
1986	60,34	33,05	81,24	45,39	35,78	55,33	43,90	117,77	54,14	33,05
1987	64,09	35,71	91,39	46,02	42,76	57,88	46,35	120,28	52,80	30,75
1988	71,96	37,78	96,47	41,82	44,98	65,77	51,44	115,11	57,98	35,76
1989	74,36	37,23	110,72	36,40	52,91	77,23	53,03	139,17	61,87	55,54
1990	84,58	38,93	111,86	41,07	53,22	87,58	56,73	154,20	62,49	43,03
<b>Tasa de variación acumulativa: VAB por trabajador.</b>										
	CANADA	FRANCIA	JAPON	HOLANDA	NORUEGA	ESPAÑA	GB	USA	ALEMANIA	FINLAND
1975-90	0,12	0,08	0,11	0,06	0,12	0,09	0,11	0,10	0,07	0,09
1975-85	0,13	0,10	0,11	0,09	0,11	0,09	0,13	0,11	0,09	0,12
1985-90	0,09	0,06	0,09	-0,01	0,14	0,10	0,07	0,07	0,05	0,02

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de "The OECD Stan Database for Industrial Analysis", 1995.

Nota 1: Las magnitudes han sido calculadas tomando la paridad de poder de compra (PPC) de cada moneda respecto al dólar.

Nota 2: Las tasas de variación acumulativa están calculadas entre aquellos años en que se disponía de información sobre el número de trabajadores, para cada uno de los países.

<sup>5</sup> En las series de gasto en I+D algunos países presentan series discontinuas, faltando información del gasto en I+D para algunos años. En estos casos, se ha tomado la tasa de variación acumulativa del gasto en I+D del conjunto del período como elemento de referencia para estimar dichas magnitudes.

<sup>6</sup> La evolución del conjunto de variables descriptivas del sector farmacéutico para el conjunto de países considerados, así como un comentario de los datos correspondientes a España respecto al resto de países, están a disposición del lector; no los he incluido con el objeto de abreviar la exposición descriptiva.

**Cuadro 2. Stock de capital físico por trabajador (miles de \$ por trabajador). Sector Farmacéutico.**

	CANADA	FRANCIA	JAPON	HOLANDA	NORUEGA	ESPAÑA	GB	USA	ALEMANIA	FINLAND
1975	0,63		60,69	66,63	25,18		24,40	53,36		71,82
1976	1,60		63,94	71,11	27,11		27,04	56,43		74,11
1977	2,52	37,34	68,28	80,13	28,12		29,17	58,34	31,37	77,41
1978	3,06	39,73	70,69	83,66	28,00	17,85	32,45	58,74	36,49	81,49
1979	3,84	42,49	75,13	87,47	30,69	20,05	33,26	67,16	38,49	84,83
1980	4,59	43,65	81,13	100,42	33,74	20,87	37,93	69,53	41,05	95,77
1981	5,88	45,29	86,85	105,41	37,14	23,42	44,17	78,46	43,49	104,84
1982	7,61	48,33	92,84	122,86	42,12	25,98	49,27	89,97	46,48	117,85
1983	8,69	51,21	103,73	118,95	47,81	30,54	55,07	97,67	50,50	117,85
1984	10,29	54,37	112,73	115,09	47,14	36,57	60,57	108,83	53,65	95,90
1985	10,73	57,40	121,69	123,59	49,21	37,61	69,48	122,17	58,14	103,20
1986	11,97	61,90	129,48	132,02	65,83	42,93	75,76	130,12	62,21	145,21
1987	11,89	67,88	142,07	130,09	69,53	44,06	80,16	138,29	67,22	120,20
1988	13,25	73,33	152,42	131,65	79,01	47,27	86,86	150,57	70,83	123,19
1989	14,77	77,97	169,56	141,49	88,90	50,49	90,83	160,06	77,38	174,01
1990	15,76	82,21	183,75	149,56	97,68	56,37	99,78	176,16	79,92	141,24
<b>Tasa de variación acumulativa: K físico por trabajador.</b>										
	CANADA	FRANCIA	JAPON	HOLANDA	NORUEGA	ESPAÑA	GB	USA	ALEMANIA	FINLAND
1975-90	0,24	0,06	0,08	0,06	0,09	0,10	0,10	0,08	0,07	0,05
1975-85	0,33	0,06	0,07	0,06	0,07	0,11	0,11	0,09	0,08	0,04
1985-90	0,08	0,07	0,09	0,04	0,15	0,08	0,08	0,08	0,07	0,06

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de "The OECD Stan Database for Industrial Analysis", 1995. Nota 1: Las magnitudes han sido calculadas tomando la paridad de poder de compra (PPC) de cada moneda respecto al dólar. Nota 2: Las tasas de variación acumulativa están calculadas entre aquellos años en que se dispone de información sobre el número de trabajadores.

**Cuadro 3. Stock de capital tecnológico por trabajador (miles de \$ por trabajador). Sector Farmacéutico.**

	CANADA	FRANCIA	JAPON	HOLANDA	NORUEGA	ESPAÑA	GB	USA	FINLANDIA
1975	9,72		70,39	88,97	26,86		61,36	104,19	120,56
1976	11,01	60,82	73,51	93,56	27,00		66,10	110,73	122,93
1977	13,24	65,07	78,26	106,53	27,22		69,43	114,34	125,54
1978	13,83	69,11	80,91	112,30	25,98	13,38	73,72	113,28	128,67
1979	14,64	73,77	85,69	118,53	29,15	14,68	72,33	126,76	132,14
1980	16,79	76,14	90,31	136,30	32,94	15,11	79,89	129,71	136,31
1981	19,37	79,30	95,30	143,76	36,32	17,11	91,44	143,77	142,59
1982	23,66	84,09	98,78	166,88	40,33	19,02	102,34	160,82	150,12
1983	27,05	89,35	108,47	160,09	45,00	21,88	114,33	174,04	158,62
1984	30,30	95,39	119,39	155,31	44,45	26,10	126,49	192,23	126,62
1985	30,46	101,05	130,31	164,93	45,73	26,68	141,11	215,41	135,80
1986	35,19	107,98	140,10	176,26	52,86	30,69	152,96	234,85	195,76
1987	35,82	116,94	154,71	174,32	57,14	31,99	163,27	250,50	160,05
1988	41,21	124,99	167,54	175,15	65,18	35,52	181,10	273,32	175,93
1989	48,14	131,38	187,28	189,04	80,75	37,71	192,19	288,27	259,99
1990	55,58	137,22	201,10	203,79	95,06	42,31	218,17	321,92	217,87
<b>Tasa de variación acumulativa: K tecnológico por trabajador.</b>									
	CANADA	FRANCIA	JAPON	HOLANDA	NORUEGA	ESPAÑA	GB	USA	FINLANDIA
1975-90	0,12	0,06	0,07	0,06	0,09	0,10	0,09	0,08	0,04
1975-85	0,12	0,06	0,06	0,06	0,05	0,10	0,09	0,08	0,01
1985-90	0,13	0,06	0,09	0,04	0,16	0,10	0,09	0,08	0,10

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de "Basic Science and Technology Statistics" OCDE, 1991. Nota 1: Las magnitudes han sido calculadas tomando la paridad de poder de compra (PPC) de cada moneda respecto al dólar. Nota 2: Las tasas de variación acumulativa están calculadas entre aquellos años en que se disponía de información sobre el número de trabajadores, para cada uno de los países.

Cabe destacar en primer lugar que, a la vista de la información disponible, no parece que se recorten las distancias entre los países, sino que aquéllos países hegemónicos a nivel mundial en el sector farmacéutico -los que disponen de las mayores cuotas de mercado- mantienen sus posiciones. Esto es notorio, en particular, cuando se observan las tasas de variación acumulativa, donde países como España presentan valores similares a los del resto de países para el conjunto del período considerado (1975-1990) en la práctica totalidad de las variables estudiadas.

Parece interesante plantear tres precisiones respecto al comentario anterior:

a) España presenta en general tasas de variación acumulativa superiores respecto a la media de los países en el segundo sub-período (1985-1990) -ver el apéndice estadístico, donde se presenta la evolución del conjunto de las variables descriptivas. Surge la pregunta de hasta qué punto pueden ser causa de dichas elevadas tasas de variación acumulativa, factores como la integración en la CEE en 1986 por parte de España y el ciclo expansivo que tiene lugar en España a finales de los ochenta (en particular, resulta especialmente significativa la alta tasa de crecimiento de la formación bruta de capital fijo a lo largo del segundo quinquenio -16% frente al 6% del primer sub-período).

b) El hecho de que España presente un VAB por trabajador -Cuadro 1- superior al de países como GB o Francia, puede inducir a error si no se tiene en cuenta el comportamiento de los dos componentes: VAB y número de empleados. Francia y España presentan aumentos de VAB muy parecidos, y ambos países tienen un aumento del VAB inferior al de GB; sin embargo, el hecho de que España sea, con diferencia en relación a Francia y GB -ambos duplican el número de trabajadores contratados en relación a los que presenta España<sup>7</sup>-, el que tiene un menor número de empleados lleva a que España presente unos valores de VAB por trabajador muy altos. Además la tendencia es ligeramente decreciente en el número de trabajadores para España, sin presentar recuperación alguna en el último quinquenio (1985-1990). Un estudio más detallado acerca de la composición de los trabajadores contratados debería despejar dudas respecto a lo que estas cifras puedan estar expresando realmente.

c) Por último, es muy evidente la situación de distanciamiento en que se encuentra España en términos de esfuerzo en I+D; tanto en términos de gasto en I+D por trabajador, como en términos del cociente entre gasto en I+D y valor añadido, como por lo expresado en el Cuadro 3 respecto al stock de capital tecnológico por trabajador, España ocupa siempre la última posición. Esto afecta indudablemente a la capacidad del sector farmacéutico español en relación al recorte de distancias con sus más importantes competidores, y retrasa por tanto cualquier pretensión de caminar hacia una creciente convergencia en términos de competitividad y capacidad innovadora en el futuro inmediato.

---

<sup>7</sup> La comparación del número de trabajadores es pertinente si se toma en consideración el hecho de que son países con mercados de tamaño semejante para el sector farmacéutico.

### 3. Resultados de la estimación de la Función de Producción y el Cambio Técnico

#### 3.1. Estimación de la Función de Producción

En este apartado procedemos a la estimación del cambio técnico a través de la medición del residuo de Solow. Como ya se explicó en el apartado de metodología, se trata en una primera etapa de estimar los coeficientes  $\beta$  y  $\gamma$  de la expresión:

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \ln A + \beta \ln\left(\frac{K}{L}\right) + \gamma \ln L.$$

El proceso de estimación se ha realizado utilizando el método de Datos de Panel, dado que tenemos una serie temporal de 13 periodos, 1978-1990, y disponemos de información sobre 10 países como elementos de corte transversal.

Utilizando las variables en niveles, los mejores resultados correspondieron al modelo de efectos individuales y temporales aleatorios; los resultados fueron los siguientes:

**Cuadro 4. Estimación de  $\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \ln A + \beta \ln\left(\frac{K}{L}\right) + \gamma \ln L$**

<b>Estimación la Función de Producción (en niveles).</b>		
Variable dependiente: $\ln(Y/L)$		
<u>Variables Explicativas</u>	<u>Modelo de Efectos Individuales y Temporales Aleatorios</u>	<u>Modelo Efectos Ind. y temp. Fijos</u>
$\ln(KL)$ .....	0,5771 (11,332)**	0,5329 (9,414)**
$\ln(L)$ .....	0,077 (0,926)	-0,028 (-0,229)
Cte.....	0,532 (0,597)	1,7956 (1,357)
$R^2$ .....	No significativo	0,9722
$F_{(25,109)}$ .....		152,49**
Test de Hausman .....	3.76106 (2 df, prob valor = 0.1525)	
Estad. Autocorrelación de $e(i,t)$	0.467049	
Número de observaciones	135	
Nota 1: En paréntesis los valores de la t-Student.		
Nota 2: **, * significatividad a los niveles de confianza del 99% y 95% respectivamente.		

El coeficiente estimado de  $\beta$  ( $\hat{\beta}$ ) resulta altamente significativo y con un valor elevado<sup>8</sup> (0,57), lo que estaría confirmando la importancia del regresor stock de capital físico por

<sup>8</sup> La comparación de las elasticidades estimadas obtenidas aquí con las obtenidas en otros trabajos debe hacerse con cuidado, debido a que, en general, se trata de estimaciones realizadas para el conjunto de la industria de un país en donde se toman dummies que recogen los efectos específicos correspondientes a cada industria, pero se toma una elasticidad común para el conjunto de la industria. Tomando esto en consideración, comparamos nuestros resultados con los de Griliches (1986) -que estima la elasticidad del valor añadido de aproximadamente 500 empresas correspondientes a 20 sectores industriales, respecto al stock de capital físico y al número de trabajadores- y observamos que la elasticidad del valor añadido respecto al stock de capital físico estimada aquí es considerablemente mayor que el valor estimado obtenido en aquél trabajo -0,57 o 0,53 frente a 0,3-; Griliches obtiene rendimientos constantes a escala

trabajador como variable explicativa del valor añadido por trabajador. Por otro lado, la no significatividad del coeficiente  $\hat{\gamma}$  nos estaría confirmando la presencia de rendimientos constantes a escala del valor añadido respecto a los factores productivos capital y trabajo (no se puede rechazar la hipótesis nula de no significatividad del coeficiente  $\gamma$ ).

La existencia de autocorrelación -presencia de tendencia en el comportamiento de los residuos- nos lleva a realizar la regresión en primeras diferencias sobre las variables transformadas logarítmicamente<sup>9</sup>, con el objeto de corregir dicha autocorrelación. Los resultados son los presentados a continuación:

**Cuadro 5: Estimación de  $\Delta \ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \Delta \ln A + \beta \Delta \ln\left(\frac{K}{L}\right) + \gamma \Delta \ln L$**

Estimación de la Función de Producción en primeras diferencias.	
Datos de Panel: tomando efectos temporales e individuales como aleatorios <sup>10</sup> .	
Variable dependiente: $\Delta \ln(Y/L)$	
<u>Variables Explicativas</u>	<u>Modelo de Efectos Individuales y temporales aleatorios</u>
$\Delta \ln(K/L)$ .....	0.52002 (2,646)**
$\Delta \ln(L)$ .....	-0.0321 (-0,152)
Constant.....	0.0371 (1,685)*
R <sup>2</sup> .....	0,22
F <sub>(2,117)</sub> .....	16,928**
Test de Hausman....	1.10824 ( 2 gl, valor prob. = 0.574578)
Autocorrelación	-0.106427
Número de observaciones	120
Nota 1: En paréntesis los valores de la t-Student.	
Nota 2: **, * significatividad a los niveles de confianza del 99% y 95% respectivamente.	

La ausencia de significatividad del coeficiente de  $\ln(L)$ <sup>11</sup> nos permite plantear la no existencia de rendimientos crecientes o decrecientes a escala, mientras que el valor del

en relación a los tres factores productivos: stock de capital tecnológico, stock de capital físico y número de trabajadores.

<sup>9</sup> El hecho de trabajar con series temporales no demasiado extensas -no más de trece años- reduce el riesgo de tener problemas graves de autocorrelación. Si se corrigen las variables para expresarlas en primeras diferencias es por el hecho de obtener estimadores de  $\beta$  y  $\gamma$  lo más precisos posible, de manera que la estimación de  $\ln(A)$  sea fiable. En posteriores ejercicios de estimación de otras funciones no hemos corregido por primeras diferencias, pese a que pudiera haber algún indicio de autocorrelación de los residuos.

<sup>10</sup> Dos cuestiones a señalar en relación a la elección de estos resultados. Primero, el modelo incorpora efectos temporales con el objeto de alcanzar una estimación más precisa de los coeficientes de las variables explicativas. Si bien es cierto que un contraste de la F, tomando como hipótesis nula la homogeneidad de los efectos fijos temporales, nos lleva a no rechazar la hipótesis nula, consideramos útil su incorporación con el fin de eliminar un posible "ruido" en la estimación de los coeficientes de las variables explicativas. Por otro lado, la elección del modelo de efectos aleatorios en lugar del modelo de efectos fijos, responde a los resultados del test de Hausman -donde se rechaza la hipótesis de correlación entre los efectos fijos y los residuos.

coeficiente estimado de  $\ln(K/L)$  nos permite realizar una aproximación a la estimación de la forma funcional de la función de producción Cobb-Douglas, al poder recuperar los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$ . La ausencia de problemas de autocorrelación justifica la elección de los resultados de esta segunda estimación en que se emplean las variables en primeras diferencias.

Los valores estimados de  $\alpha$  y  $\beta$  apenas cambian entre la estimación de la función de producción en niveles y en primeras diferencias, reiterándose el resultado de rendimientos constantes a escala,  $\gamma=0$ , y de una elasticidad del output respecto al stock de capital físico de valores entorno a 0,52.

Por último, indicar que no se ha contrastado expresamente que la elasticidad del valor añadido respecto al stock de capital físico sea la misma para todos los países: se ha trabajado con el supuesto de una misma elasticidad ( $\beta$ ) para todos ellos.

### 3.2. Estimación del Cambio Técnico

Una vez estimados los parámetros de la función de producción se está en disposición de pasar a la siguiente etapa: utilizar los coeficientes estimados en el apartado anterior para obtener una estimación del residuo de la función de producción, una estimación de la "A". Dado que  $\gamma=0$ , el residuo se estima según la expresión:

$$\ln(A_t) = \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_t - \hat{\beta}\ln\left(\frac{K}{L}\right)_t$$

donde  $\hat{\beta}$  es el coeficiente estimado previamente (0,52002), de manera que es posible obtener el valor de  $\ln(A)$  para cada año en cada país. Los valores estimados de  $\ln(A)$  se presentan en el cuadro 6.

El hecho de que los valores correspondientes a países como España o Canadá resulten superiores a los de países como GB, Alemania, USA o Japón puede estar reflejando que el residuo recoge fuertes mejoras de eficiencia ligadas a una situación de atraso tecnológico (Raymond, 1995), a través de la adopción de tecnología punta incorporada en las nuevas inversiones -factores que serían tanto más fuertes cuanto mayor fuera el atraso tecnológico presentado por el país adoptante de la tecnología-, o a una insuficiente especificación del modelo -donde faltarían variables relevantes que quedarían incluidas en el residuo, aunque dichas variables no respondan estrictamente a factores ligados con el cambio tecnológico.

En relación a una posible convergencia de los valores del residuo de Solow para el conjunto de países, debe decirse que los resultados presentan evidencia de lo contrario: una acentuación de la divergencia en los valores del residuo de Solow de los diez países para el conjunto del período<sup>12</sup>.

<sup>11</sup> La estimación de la función en primeras diferencias respecto a las variables transformadas logarítmicamente me permite estimar unos coeficientes que son los mismos que los de la expresión original en niveles.

<sup>12</sup> Se analizó la dispersión de los valores de "A" para el conjunto de los 10 países respecto a la media, para cada uno de los años del periodo considerado (1978-1990), utilizando el Indicador de Convergencia Sigma (que no es otra cosa que una desviación standard). Los resultados llevan a la conclusión de que no es posible hablar de una tendencia a la disminución en la dispersión de los valores para el conjunto del

**Cuadro 6: Estimación del residuo en logaritmos (Ln(A))**

	CANADA	FRANCIA	JAPON	HOLANDA	NORUEGA	ESPAÑA	GB	USA	ALEMANIA	FINLAND
1978	2,50	1,02	1,57	0,68	1,09	1,90	1,17	1,73	1,53	0,89
1979	2,46	1,08	1,45	0,70	1,13	1,94	0,99	1,77	1,59	0,95
1980	2,42	1,19	1,56	0,79	1,21	1,99	1,12	1,83	1,57	1,01
1981	2,51	1,27	1,73	0,89	1,19	2,07	1,14	1,95	1,69	1,22
1982	2,50	1,27	1,78	1,01	1,21	2,04	1,32	2,06	1,70	1,19
1983	2,61	1,37	1,83	1,08	1,20	2,02	1,32	2,13	1,78	1,23
1984	2,67	1,30	1,79	1,18	1,29	1,97	1,41	2,09	1,77	1,18
1985	2,77	1,28	1,79	1,24	1,29	2,13	1,48	2,18	1,79	1,25
1986	2,81	1,35	1,87	1,28	1,40	2,06	1,53	2,24	1,84	0,91
1987	2,87	1,38	1,94	1,30	1,55	2,09	1,56	2,23	1,78	0,94
1988	2,93	1,40	1,96	1,20	1,53	2,18	1,62	2,14	1,84	1,07
1989	2,91	1,35	2,04	1,02	1,63	2,31	1,63	2,30	1,86	1,33
1990	3,00	1,37	2,01	1,11	1,59	2,38	1,64	2,35	1,86	1,19
Tasa de variación acumulativa: Estimación cambio técnico (A).										
	CANADA	FRANCIA	JAPON	HOLANDA	NORUEGA	ESPAÑA	GB	USA	ALEMANIA	FINLAND
1978-90	0,015	0,024	0,02	0,041	0,031	0,018	0,028	0,025	0,016	0,024
1978-85	0,014	0,033	0,019	0,089	0,023	0,015	0,033	0,033	0,022	0,049
1985-90	0,016	0,013	0,022	-0,022	0,043	0,022	0,021	0,015	0,007	-0,009

### 3.3. Estimación de los determinantes del cambio tecnológico

Una vez obtenidas las estimaciones del residuo de la función de producción Cobb-Douglas, estamos en disposición de pasar a la segunda etapa del proceso de estimación: el análisis de la posible relación entre el residuo estimado y el stock de capital tecnológico<sup>13</sup>. La relación que se pretende estimar, una vez expresada en términos lineales tras la transformación logarítmica de las variables, es la siguiente:

$$\ln(A)_{it} = \alpha_i + \delta \ln\left(\frac{KT}{L}\right)_{it}$$

Dado que la variable dependiente está expresada en términos de output por trabajador en logaritmos, la variable explicativa -stock de capital tecnológico debe estar expresada también en términos relativos respecto al número de trabajadores y en logaritmos. Se plantea la contrastación de la existencia de efectos fijos individuales significativos y una pendiente común para el conjunto de países. Es decir, nos preguntamos si existe una relación estadísticamente significativa entre el residuo y el stock de capital tecnológico por trabajador<sup>14</sup>, y también hasta qué punto se puede plantear que la elasticidad del residuo respecto al stock de capital tecnológico por trabajador es similar en todos los países contemplados en nuestra muestra de nueve países. El procedimiento de

período, sino que en 1990 el nivel de dispersión de los valores de "A" es superior al nivel de dispersión en el momento inicial (1978).

<sup>13</sup> El stock de capital tecnológico, tal como ya se comentó en la parte descriptiva, está calculado a partir de las series de Gasto en I+D, en el sector farmacéutico, realizadas por cada país. Información extraída del "Basic Science and Technology Statistics. 1995" de la OCDE. La ausencia de una serie suficientemente completa para Alemania ha hecho imposible obtener una estimación del stock de capital tecnológico para este país, por lo que de ahora en adelante se trabajará con nueve países únicamente.

<sup>14</sup> La variable explicativa es "stock de capital tecnológico por trabajador". La definimos así, en términos relativos respecto al número de trabajadores, por coherencia con la expresión de la función de producción de donde se estimó el residuo, en donde todas las variables venían expresadas en términos relativos respecto al número de trabajadores.

estimación, al igual que hicimos en el caso anterior, será a través de la econometría de Datos de Panel. Los resultados se presentan en el cuadro 7.

Lo primero a destacar es la significatividad y el alto valor del coeficiente de  $\ln(KT/L)$ , 0,465, con un valor alto del estadístico *t*-Student igual a 16,23, lo cual viene a confirmar la existencia de una relación estadísticamente significativa entre el residuo y la evolución del stock de capital tecnológico en el seno del sector. El alto valor de la  $R^2$  -0,97- no es en absoluto sorprendente si se toma en consideración la manera en que ha sido calculado el residuo: por la forma en que se obtuvo cabe esperar que queden recogidos en su valor los posibles efectos fijos individuales existentes en la función de producción estimada previamente; se podría decir que se repiten a un lado y otro de la ecuación los efectos específicos individuales.

El hecho de que el test de Hausman<sup>15</sup> rechace el modelo de efectos aleatorios permite pensar en la especificidad del modelo del que se deriva cada caso individual, al menos en lo que hace referencia al término independiente; es decir, no parece que se trate de un modelo único, donde el término independiente de cada país responde a variaciones aleatorias alrededor de un término independiente común, sino que cada país parece responder a una modelización diferente en el término independiente. Algo que viene reforzado por los resultados del test de la F sobre la hipótesis nula de homogeneidad de los términos independientes en que ésta resulta ampliamente rechazada<sup>16</sup>.

La estimación econométrica presentada en el cuadro 7 muestra evidencias de autocorrelación en los residuos, para los modelos I y II. Estas evidencias serían de esperar si pensamos que el cambio técnico constituye un proceso acumulativo en el tiempo, como consecuencia del cual se crea una dependencia dinámica entre el crecimiento de la productividad y el crecimiento del stock de capital tecnológico. Para confirmar esta hipótesis, se ha se muestran los resultados de la estimación de una nueva especificación -modelo III- en donde se impone una estructura dinámica en la que se distinguen efectos a corto y a largo plazo de la variable tecnológica<sup>17</sup>. De acuerdo con estos resultados, el coeficiente estimado para la variable crecimiento del stock de capital tecnológico, en el modelo I del cuadro 7, corresponde a la elasticidad a largo plazo del modelo dinámico -modelo III. Este resultado sugiere, por tanto, la concepción de que el cambio técnico es fruto de un proceso acumulativo del gasto en I+D a lo largo del tiempo.

---

<sup>15</sup> Los resultados del test de Hausman fueron, para el Modelo I, 15,64, con un valor de probabilidad de 0,00007 para una distribución Ji-cuadrado con un grado de libertad; para el Modelo II, el test de Hausman tuvo un valor de 4,317, con un valor de probabilidad de 0,037 para una distribución Ji-cuadrado con nueve grados de libertad. Los resultados completos correspondientes a todas las regresiones, están a disposición del lector.

<sup>16</sup> Ver el cuadro 7 donde se presenta el contraste del modelo (I) frente al (II) que es donde se contrasta la hipótesis nula de homogeneidad de los términos independientes frente al modelo en que existen términos específicos individuales: el estadístico de F -con un número de restricciones a contrastar equivalente a 8 (la igualdad de los términos independientes individuales) y 107 grados de libertad (número de observaciones menos número de parámetros del modelo sin restringir)- presenta un valor de 379,1 cuando el valor crítico de la F para un nivel de significación del 5% es de: 2,02.

<sup>17</sup> Ver el apéndice para una explicación más detallada de los resultados de la especificación dinámica de la relación entre cambio técnico y stock de capital tecnológico.

**Cuadro 7: Estimación de la relación  $Ln(A) = \alpha_i + \delta Ln(\frac{KT}{L})$  ,(Modelo I), de la relación  $Ln(A) = \alpha_i + \delta_i Ln(KT/L)$ , (Modelo II), y la relación  $Ln(A)_t = \alpha_i + \delta Ln(KT/L)_t + \gamma Ln(A)_{t-1}$  ,(Modelo III).**

Estimación por mínimos cuadrados con variables ficticias por país en el término independiente (I), y en el término independiente y la pendiente (II).			
Variable dependiente Ln (A)			
Variables explicativas	Modelo Efectos Fijos (I)	Modelo Efectos Fijos (II)	Modelo Autorregresivo (III)
Ln (KT/L)	0,465 (16,323) **		0,19415 (4,597) **
Ln(A) <sub>t-1</sub>			0,58275 (7,86) **
Ln (KT/L)Can		0,42963 (7,402) **	
Ln (KT/L)Fra		0,42213 (3,774) **	
Ln (KT/L)Jap		0,53813 (6,353) **	
Ln (KT/L)Hol		0,97665 (6,582) **	
Ln (KT/L)Nor		0,46212 (6,825) **	
Ln (KT/L)Esp		0,29372 (4,419) **	
Ln (KT/L)GB		0,57231 (8,288) **	
Ln (KT/L)USA		0,55458 (7,335) **	
Ln (KT/L)Fin		0,21477 (1,841) *	
R <sup>2</sup>	0,97	0,97	0,98
Estad	0,521	0,38	-0,0108
Autocorrelación			
Nºobservaciones	117	117	108
Test de F: Modelo Restringido frente a modelo sin restringir			
Test F (II Modelo no restringido)			
(II) vs (I) F <sub>(8,99)</sub>	3,527 **		
Test F (I Modelo no restringido)			
(I) vs (II) F <sub>(8,107)</sub>	379,1 **		
(I) vs (I2) F <sub>(1,107)</sub>	266,4 **		
Test F (II Modelo no restringido)			
(II) vs (III) F <sub>(8,99)</sub>	15,501 **		
(II) vs (II2) F <sub>(8,99)</sub>	38,335 **		
Nota 1: Modelo (I1): modelo en que sólo se tiene en cuenta el regresor y el término indep. Modelo (I2): modelo en que sólo se tienen en cuenta los efectos fijos individuales. Modelo (III): modelo en que sólo se tienen en cuenta las pendientes específicas por país y el término independiente. Modelo (II2): modelo en que sólo se tienen en cuenta los efectos fijos individuales. Nota 2: En paréntesis los valores de la t-Student. Nota 3: **, * significatividad para un intervalo de confianza del 99% y 95% respectivamente.			

#### 4. ¿Responde cada país a un modelo tecnológico diferente?

Una tercera etapa de este trabajo es entrar algo más en detalle en la naturaleza de la relación entre el residuo y el stock de capital tecnológico de cada país. La existencia de efectos específicos significativos nos plantea la cuestión de hasta qué punto la relación responde a un modelo común compartido por el conjunto de los países de la muestra. Cabe preguntarse si es posible que, además de las diferencias existentes en el término independiente, puedan existir también diferencias significativas en la pendiente, es decir, en la elasticidad que presenta el residuo frente al stock de capital tecnológico. Con el fin de responder a esta cuestión, nos hemos planteado hacer una serie de contrastes de homogeneidad sobre el coeficiente  $\delta$ , que presentamos a continuación.

##### 4.1. Contraste de homogeneidad de $\delta$

Tomando el modelo sin restringir como modelo general (Modelo II, aquél en que se permite que todos los parámetros de la relación entre residuo y stock de capital tecnológico, puedan variar de un país a otro) y comparándolo con el modelo inicial (al que denominamos Modelo I), realizamos el contraste de homogeneidad sobre el coeficiente de la variable explicativa. Los resultados de la estimación del modelo general sin restringir, donde se estima un término independiente y una pendiente específicas por país -por tanto, se están estimando 18 parámetros- se presentan en el cuadro 7.

El contraste de homogeneidad del coeficiente  $\delta$  -II frente a I- nos lleva a rechazar la hipótesis nula de homogeneidad: el valor obtenido del estadístico  $F_{8,99}$ <sup>18</sup> es 3,527, superior al valor crítico al 5% de significación: 2,1. Por otra parte, se observa que, exceptuando el caso de Finlandia, todos los países presentan unos valores del estadístico t-Student altos, reflejando de nuevo la relevancia de la variable stock de capital tecnológico como variable explicativa.

Otro de los resultados interesantes a tener en cuenta en la estimación del modelo no restringido (Modelo II), es el contraste de homogeneidad de los términos independientes, cuyo valor de la F viene presentado en el cuadro 7 -modelo II versus modelo III: 15,501-, mostrando aún con más rotundidad la conclusión de rechazo de la hipótesis nula sobre la homogeneidad de los términos independientes.

Estos dos resultados nos llevan a pensar en la necesidad de hablar de modelos diferentes en lo que concierne a la explicación del residuo en cada país: si bien en todos los casos el stock de capital tecnológico es una variable relevante, tanto el término independiente -factores específicos de país no identificados en el modelo- como la pendiente -la elasticidad del residuo frente al stock de capital tecnológico- varían de manera significativa de un país a otro. No habría justificación para hablar de un modelo común del que se derivan, como resultado de perturbaciones aleatorias, los diferentes casos presentados en nuestra muestra de nueve países.

---

<sup>18</sup> Los grados de libertad del numerador corresponden a las 8 restricciones de igualdad sobre los coeficientes, y los del denominador, a la diferencia entre el número de observaciones -117- y el número de parámetros -18- del modelo no restringido.

#### 4.2. Contraste de cambio estructural entre submuestras

Otra pregunta que es interesante plantearse es si pueden establecerse grupos de países con comportamientos significativamente diferenciados entre sí (donde en el interior de cada grupo los países que lo componen presenten características comunes).

Para realizar este contraste se distinguieron dos posibles divisiones de grupos:

1) Los países pertenecientes a la Unión Europea (UE) y los no pertenecientes a la UE.

2) Los países con un desarrollo tecnológico alto: Japón, GB y USA, frente a aquéllos que, dada la baja relación entre stock de capital tecnológico por número de trabajadores, podemos pensar que presentan un desarrollo tecnológico dependiente: Canadá, Noruega, España, Finlandia.

Para estudiar estos casos se ha recurrido a la contrastación de existencia de cambio estructural a partir del Test de Chow. Los resultados obtenidos fueron los siguientes:

4.2.1.) Para el contraste de cambio estructural dividiendo la muestra en dos submuestras de países según éstos se hallen dentro o fuera de la UE, se obtuvo un valor del estadístico  $F_{1,115}^{19}$  de 0,032, inferior al valor crítico al 5% de significación: 3,92, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de homogeneidad estructural entre los dos grupos.

4.2.2.) Para el segundo caso de subdivisión en dos muestras, los resultados fueron diferentes y se rechazó la hipótesis nula de homogeneidad estructural: el valor de  $F_{1,89}$  fue de 11,82, superior al valor crítico al 5% de significación.

Este último resultado guarda coherencia con lo obtenido en el apartado anterior, en relación a la posibilidad de distinguir modelos, expresiones estructurales, diferentes correspondientes a cada país, en tanto que si bien pueden establecerse subgrupos de comportamiento relativamente homogéneo, existiría justificación estadística para distinguir comportamientos diferenciados entre grupos de países.

#### Cuadro 8: Estimación de la relación $Ln(A) = \alpha_i + \delta Ln(\frac{KT}{L})$

Estimación de la relación entre cambio técnico y stock de capital tecnológico. Se contrasta la hipótesis nula de homogeneidad de la $\delta$ , por el test de Chow de cambio estructural.		
Variable dependiente: $\Delta Ln(A)$	A) Países de la UE frente a países de fuera de la UE. (Modelo de Efectos Fijos)	B) Grupo: Japón, GB y USA vs Grupo: Canadá, Noruega, España y Finlandia. (Modelo de Efectos Fijos)
Test de Chow		
$F_{(1,115)}$	3,92***	
$F_{(1,89)}$		11,82**
Nota 1: **, * significatividad a los niveles de confianza del 99% y 95% respectivamente.		
Nota 2: *** expresa que el valor del estadístico no es significativo al 5% de significación.		

<sup>19</sup> Los grados de libertad del numerador corresponden, en este caso, a la restricción de igualdad entre la pendiente de la primera submuestra y la pendiente de la segunda submuestra; los grados de libertad del denominador corresponden al número total de observaciones menos el número de coeficientes de las variables explicativas multiplicado por dos (N-2k). Los resultados completos de la estimación de cada caso están disponibles para todo lector interesado en ellos.

### 4.3. El empleo de variables ficticias sobre la pendiente

Con el objetivo de explorar un poco más en lo obtenido en el apartado anterior, se plantea la posibilidad de contrastar la significatividad de variables ficticias sobre la pendiente, preguntándonos si existen diferencias significativas en la pendiente estimada para un subgrupo de países. Se plantearon dos ejercicios, uno imponiendo la dummy sobre la pendiente correspondiente a España, y otro en que la dummy se impuso sobre la pendiente de Japón, GB y USA como grupo de tres países. La expresión que se estima es la siguiente:

$$\ln(A)_{it} = \alpha_i + \delta_1 \ln(KT/L)_{it} + \delta_2 D(j) \ln(KT/L)_{it},$$

donde  $D_{it}$  adopta el valor 1 si las observaciones corresponden a una determinada submuestra y valores cero en caso contrario. Los resultados fueron los siguientes:

**Cuadro 9:** Estimación de  $\ln(A)_{it} = \alpha_i + \delta_1 \ln(KT/L)_{it} + \delta_2 D(j) \ln(KT/L)_{it}$

Estimación por Datos de Panel (efectos fijos individuales) donde se impone una variable ficticia en la pendiente para las observaciones correspondientes a España -Modelo I- y para las observaciones del grupo formado por Japón, GB y USA -Modelo II.		
Variable dependiente $\ln(A)$		
Variables explicativas	Modelo I	Modelo II
$\ln(KT/L)$	0.49629 (16,46) **	0,41345 (11,902) **
$\ln(KT/L)Esp$	-0.20257 (-2,641) **	
$\ln(KT/L)JGU$		0,14385 (2,479) **
$R^2$	0,97	0,97
Test Hausman	18,54** (2gl, valor prob.=0,000094)	29,7** (2gl, valor prob.=0,0000)
Número de observaciones	117	117

Nota 1: En paréntesis los valores de la t-Student.  
 Nota 2: \*\*, \* significatividad a los niveles de confianza del 99% y 95% respectivamente.

Como puede observarse, hay dos resultados muy interesantes. Uno es el relativo, en ambos casos, a la significatividad de la dummy, lo que está reflejando la existencia de diferencias en la elasticidad del residuo respecto al stock de capital tecnológico por parte de estos países en relación al conjunto. El otro resultado interesante hace referencia al valor y al signo -negativo en el primer caso y positivo en el segundo- del coeficiente de la dummy de pendiente. Una evidencia más de la posibilidad de que cada país responda a un modelo estructural específico, diferenciado del resto de países en lo que concierne a los determinantes del cambio tecnológico; y, por otro lado, estos resultados ofrecen argumentos en la línea de distinguir a los países en relación a su nivel de atraso o dependencia tecnológica: la posibilidad de contemplar diferencias significativas en el comportamiento tecnológico entre los países, según éstos se hallen en situaciones de mayor o menor desarrollo tecnológico.

En cualquier caso, parecería que se justifica la necesidad de un análisis de carácter microeconómico, que permita profundizar en la naturaleza del proceso del cambio

tecnológico y en los aspectos específicos que presenta la innovación en el sector farmacéutico de cada país.

## 5. Conclusiones

Los principales resultados que se extraen del presente trabajo hacen referencia a:

1. destacar la existencia de relación, estadísticamente significativa, entre una medición del cambio técnico, como es el residuo de Solow, y la acumulación de capacidad tecnológica, recogida en una variable como el stock de capital tecnológico que se construye a través de la corriente de gasto en I+D efectuada por el sector en cada país. La elasticidad del cambio técnico respecto al stock de capital tecnológico por trabajador sería de un 46,5% y la variable explicativa -stock de capital tecnológico por trabajador- explicaría un 15,6% de la varianza de la variable dependiente; ajuste de modelo que mejora hasta un 97% cuando se añaden los efectos fijos por país.

2. Por los diversos contrastes sobre la homogeneidad de la pendiente de la relación entre residuo y stock de capital tecnológico por trabajador, podemos concluir que no hay evidencia estadística que nos permita hablar de un modelo común para el conjunto de los países considerados; más bien, parecería que puede hablarse de que cada país presenta un término independiente y una pendiente específicas en la relación entre cambio técnico y stock de capital tecnológico por trabajador -contraste de homogeneidad entre el modelo no restringido frente al modelo restringido. Conclusión que sale reforzada cuando se imponen variables ficticias sobre la pendiente de algunos países, o cuando se distinguen diferentes grupos de países en función de su grado de desarrollo tecnológico y se comprueba la existencia de cambio estructural entre las diferentes submuestras.

Las principales implicaciones que se derivan de estos resultados son la constatación de la relevancia de la acumulación de experiencia en el terreno de la I+D como factor crucial para alcanzar mayores cuotas de cambio técnico, junto con el hecho de que no pueden establecerse patrones simples compartidos por todos los países. El hecho de que no exista una senda de convergencia en la evolución del residuo de Solow por parte de los países estudiados, y de que puedan distinguirse patrones específicos en los procesos de generación de cambio técnico por país, nos lleva a plantear la necesidad de analizar con mayor detalle la naturaleza del proceso, de manera que podamos nutrirnos de instrumentos adecuados para efectuar recomendaciones de política industrial y tecnológica apropiadas para cada uno de los casos.

En este sentido, el trabajo realizado se enfrenta a una evidente limitación: la de ser un estudio agregado al nivel de sector industrial, lo que nos lleva a trabajar con niveles de generalización y abstracción demasiado elevados, que en muchas ocasiones ocultan cuestiones relevantes y dificultan una comprensión más detallada de la naturaleza del fenómeno estudiado: el proceso de cambio tecnológico. En la medida en que el sector analizado presenta unas características diferenciadas por país, y que incluso en el seno del sector de un determinado país las estrategias tecnológicas de las empresas puedan divergir notablemente de unas empresas a otras, nos lleva a sugerir futuras extensiones de este trabajo abordando el problema desde una perspectiva microeconómica, donde se trate con mayor detalle las características específicas que presenta el proceso de innovación en el sector.

A esta consideración se suman algunos clásicos comentarios de la literatura relativa al tema del análisis del cambio técnico, como son las advertencias relacionadas con la medición del output en sectores fuertemente innovadores y la medición del gasto en I+D. Como alerta Griliches (1994), la medición del output en sectores donde hay un fuerte proceso innovador es una cuestión complicada, fundamentalmente por el hecho de que las estadísticas oficiales sobre producción del sector recogen de manera inadecuada la mejora en calidad habida en la producción y tampoco permiten distinguir, en las comparaciones entre cifras de producción, si las diferencias de magnitud en la producción de un sector entre países responde a diferencias de escala o a diferencias de calidad<sup>20</sup>. Este problema lleva a plantear la posibilidad de una diferente aproximación, donde se recoja directamente el resultado de la actividad innovadora, empleando por ejemplo las estadísticas sobre patentes o sobre registros de nuevos productos. El recurrir directamente a una variable que recoja las innovaciones generadas en el seno del sector permitiría identificar la calidad del output generado por un sector en determinado país, de manera que se alcanzara una medida más precisa del efecto del esfuerzo innovador llevado a cabo en el seno de un determinado sector. Por otro lado, se encuentra el problema de la medición del input del proceso de innovación: el gasto en I+D. Es necesario distinguir qué tipo de esfuerzo en investigación desarrollan los sectores o empresas estudiadas, no basta con una cifra global de gasto en I+D: la descomposición del mismo es fundamental con el fin de distinguir la calidad del esfuerzo innovador que se lleva a cabo, en la medida en que no es lo mismo el gasto en investigación básica, el gasto en investigación aplicada, y el gasto orientado al desarrollo, así como constatar el hecho de que en muchos sectores industriales el esfuerzo innovador no pasa por un departamento específico de I+D, sino que tiene lugar en el curso del mismo proceso de producción, y por tanto la cifra de gastos en I+D deja de ser un punto adecuado de referencia.

En definitiva, no se trata de crear un marco teórico que nos permita predecir lo que es por definición imprevisible: la innovación; pero sí deberíamos ser capaces de diseñar un marco teórico que nos permita entender cuáles son los factores que caracterizan al proceso de innovación y cuál es el origen de la capacidad innovadora<sup>21</sup>.

---

<sup>20</sup> Aquí los deflatores pueden no jugar un papel de ajuste suficiente si la competencia es grande y las innovaciones son rápidamente neutralizadas por imitaciones o adopción de la innovación por parte de empresas competidoras, impidiendo que la elevación de precios como consecuencia de la innovación perdure mucho tiempo en el mercado.

<sup>21</sup> Tal como plantea Griliches (1994): "It is unlikely that we can have a fully "endogenous" theory of technical change. Yes, both the rate and direction of inventive activity are subject to economic influences and analysis (...) But the outcome of inventive activity is not really predictable. True "innovation" is an innovation. If it were knowable in advance it would not be one, and the innovators would not be able to collect any rents (...) We should, however, be able to "explain" it better *ex post* even if we cannot predict it". (pag.18).

## Referencias

- Abramovitz,M(1986): "Catching up, forging ahead and falling behind", *The Journal of Economic History*, Vol.46,nº2, págs.385-406.
- Abramovitz,M. and David,P.A.(1996): "Technological Change and the Rise of Intangible Investments: The US Economy's Growth-Path in the Twentieth Century", en OECD Documents (1996): *Employment and Growth in the Knowledge-based Economy*.
- De la Fuente,A.(1992): "Histoire d'A: Crecimiento y Progreso Técnico", *Investigaciones Económicas*, Vol.XVI, nº3, págs.331-391.
- Freeman, Ch.(1995): "Critical Survey. The economics of technical change", *Cambridge Journal of Economics*, nº18, págs.463-514.
- Galdón,C.(1996): Innovación y Progreso en la Industria Farmacéutica. Ediciones Doce Calles, S.L.
- Griliches,Z.(1979): "Issues in assesing the contribution of research and development to productivity growth", *The Bell Journal of Economics*, Vol.10, nº1, págs.92-116.
- Griliches,Z.(1984): R&D, Patents, and Productivity, NBER, The University of Chicago Press.
- Griliches,Z.(1986): "Productivity, R&D, and Basic Research at the Firm Level in the 1970's", *The American Economic Review*, Vol.76, nº1, págs.141-154.
- Griliches,Z.(1994): "Productivity, R&D, and the Data Constraint", *The American Economic Review*, Vol.84, nº1, págs.1-23.
- Griliches,Z. (1995): "R&D and Productivity: Economci Results and Measurement Issues", en P.Stoneman (1995): Handbook of the Economics of Innovation and Technological Change, Blackwell Publishers, Ltd.
- Griliches,Z.(1996): "The Discovery of the Residual: A Historical Note", *Journal of Economic Literature*, Vol.XXXIV (September 1996), págs.1324-1330.
- Lichtenberg,F. and Siegel,D.(1991): "The impact of R&D investment on productivity: new evidence using linked R&D-LRD data", *Economic Inquiry*, 29, nº2, págs.203-229.
- Lichtenberg,F.& Griliches,Z.(1984): "R&D and Productivity Growth at the Industry Level: Is there Still a Relationship?", en Griliches,Z.(1984): R&D, Patents, and Productivity, NBER, The University of Chicago Press.
- Lobo,F.(1992): Medicamentos, Política y Economía. Masson, S.A.
- Mansfield,E.(1988): "Industrial R&D in Japan and the United States: A Comparative Study", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol.78, nº2, págs.223-228.
- OCDE (1991): *Basic Science and Technology Statistics*.
- OCDE (1995): *The OECD Stan Database for Industrial Analysis.1974-1993*.
- Raymond,J.L.(1995): "Crecimiento Económico, Factor Residual y Convergencia en los Países de la Europa Comunitaria", *Papeles de Economía Española*, nº63, págs.93-111.
- Romer,P.M.(1990): "Endogenous technological change", *Journal of Political Economy*, Vol.98, nº5, págs.71-102.
- Rosenberg,N.(1976): Perspectives on Technology. Cambridge University Press.
- Rosenberg,N.(1982): Inside the Black Box: Technology and Economics. Cambridge University Press.

- Rosenberg, N. and Steinmueller, W. (1988): "Why are Americans Such Poor Imitators?", *The American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 78, n°2, págs. 229-234.
- Schmookler, J. (1966): *Invention and Economic Growth*. Harvard University Press.
- Schumpeter, J.A. (1942): *Capitalism, Socialism and Democracy*. New York: Harper and Row.
- Solow, R. (1956): "A contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, págs. 65-94.
- Solow, R. (1957): "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, págs. 312-320.
- Sterlacchini, A.L. (1989): "R&D innovations and total factor productivity growth in British manufacturing", *Applied Economics*, 21, págs. 1549-1562.
- Wolff, E.N. (1991): "Capital formation and productivity convergence over the long term", *The American Economic Review*, Vol. 81, págs. 565-579.

## APÉNDICE

### El modelo autorregresivo: el cambio técnico como un proceso acumulativo

La estimación de la regresión:  $\ln(A)_{it} = \alpha_i + \beta \ln(KT/L)_{it}$  presentaba como resultado una estimación del coeficiente  $\beta$  igual a 0,465 y un coeficiente de autocorrelación estimado de 0,521. Una forma de interpretar esta autocorrelación es el plantear que nos encontramos ante un modelo dinámico, en que la variable endógena -el valor estimado del residuo de Solow como medición de cambio técnico- viene explicado por una sucesión indeterminada de rezagos de la variable explicativa -en este caso, el stock de capital tecnológico por trabajador. Si consideramos que el coeficiente de cada rezago de la variable explicativa tiene un efecto cada vez mas pequeño a medida que nos alejamos en el tiempo<sup>1</sup>, se puede plantear la siguiente relación entre variable endógena y variables explicativas:

$$\ln(A)_{it} = \alpha + \beta_1 \ln(KT/L)_{it} + \beta_2 \ln(KT/L)_{it-1} + \dots + u_{it} \rightarrow$$

$$\rightarrow \ln(A)_{it} = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 \ln(KT/L)_{it} + \beta_0 \lambda \ln(KT/L)_{it-1} + \beta_0 \lambda^2 \ln(KT/L)_{it-2} + \dots + u_{it} - \lambda u_{it-1}$$

Una vez realizada la transformación de Koyck - $\ln(A)_{it} - \lambda \ln(A)_{it-1}$  - la relación dinámica se expresa de la siguiente forma:

$$\ln(A)_{it} = \alpha_i + \beta_0 \ln(KT/L)_{it} + \lambda \ln(A)_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

En esta especificación  $\beta_0$  y  $\lambda$  tienen el siguiente significado:

$\beta_0$ , recoge el efecto multiplicador a corto plazo de la variable explicativa sobre la dependiente.

$1 - \lambda$ , se conoce como la velocidad de ajuste: cuanto más alto es  $\lambda$ , mayor es el número de retardos que tienen un efecto significativo sobre la variable dependiente -en otras palabras, menor es la velocidad de ajuste de la variable dependiente ante una variación de la variable explicativa.

$\sum_{k=0}^{\infty} \beta_k = \beta_0 \left( \frac{1}{1 - \lambda} \right)$ , recoge el efecto multiplicador a largo plazo (dado el supuesto que hemos planteado respecto a la sucesión en el valor de los coeficientes de los infinitos retardos de la variable explicativa).

---

<sup>1</sup> Se supone una relación entre los coeficientes de las variables explicativas donde el coeficiente de cada variable explicativa retardada adopta un valor inferior a medida que nos alejamos en el tiempo, siguiendo la relación:

$$\beta_i = \lambda \beta_{i-1}, \text{ donde } \lambda \text{ adopta valores entre 0 y 1.}$$

La estimación del modelo autorregresivo presenta el siguiente resultado:

**Cuadro 1. Estimación de la relación  $\ln(A)_{it} = \alpha_i + \beta_0 \ln(KT/L)_{it} + \lambda \ln(A)_{it-1} + \varepsilon_{it}$**   
(por mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos por país)

Variable dependiente: $\ln(A)_{it}$	
Variables explicativas	Valor de coeficientes
$\ln(KT/L)_{it}$	0.19415
t-Student	4,597
$\ln(A)_{it-1}$	0.58275
t-Student	7,86
Estadístico Autocorrelación	-0.010865
$R^2$	0,98
$F_{(10,97)}$	553,57
NºObservaciones	108

El resultado presentado en el cuadro 1 guarda coherencia con los resultados obtenidos en la estimación del modelo inicial, en que no se contemplaba el proceso autorregresivo de la variable dependiente. Por un lado, tomando en consideración el modelo autorregresivo, observamos que desaparece la autocorrelación de los residuos. En segundo lugar, los valores de los coeficientes  $\beta_0$  y  $\lambda$  presentan una estrecha relación con el valor estimado de  $\beta$  obtenido en la estimación del modelo inicial -cuyo valor era de 0,465-; este valor coincide con el valor estimado del multiplicador a corto plazo en el modelo autorregresivo:  $\sum_{k=0}^{\infty} \hat{\beta}_k = \hat{\beta}_0 \left( \frac{1}{1-\lambda} \right) = 0,194 \left( \frac{1}{1-0,58} \right) = 0,465$ .

### Conclusiones:

La estimación del coeficiente del stock de capital tecnológico por trabajador, en el modelo inicial (con presencia de autocorrelación) puede interpretarse como el efecto multiplicador a largo plazo del stock de capital tecnológico sobre el cambio técnico.

En la medida en que se proporciona una interpretación económica de las razones de la existencia de la autocorrelación de los residuos, y en tanto que ésta no afecta a la solidez de los resultados de la estimación del modelo inicial, me parece justificado presentar los resultados de la relación entre cambio técnico y stock de capital tecnológico por trabajador sin hacer explícito el componente autorregresivo, en tanto que el coeficiente proporciona directamente información sobre los efectos acumulados a largo plazo del stock de capital tecnológico sobre el cambio técnico alcanzado por cada país en el sector farmacéutico.