

La productividad total de los factores en los países desarrollados.

Componentes y factores determinantes

En este trabajo se lleva a cabo la medición de la productividad total de los factores (*PTF*) de diez sectores industriales en seis países desarrollados mediante la aplicación de técnicas no paramétricas, así como la descomposición de un índice de *PTF* en sus dos componentes «cambio técnico» y «cambio en la eficiencia» y la valoración de la capacidad del capital tecnológico tanto nacional como foráneo para explicarlos. Los resultados ponen de manifiesto la importancia del capital tecnológico nacional y de los *spillovers* tecnológicos internacionales transmitidos a través del comercio para explicar el componente cambio técnico de la *PTF*, no así el «cambio en la eficiencia».

Lan honetan, hamar industria-sektoretako faktoreen guztizko produktibitatea neurtu da sei herrialde garatutan. Horretarako, teknika ez-parametrikokoak aplikatu dira, faktoreen guztizko produktibitatearen indizea bi osagaitan deskonposatu da («aldaketa teknikoa» eta «eraginkortasunean izandako aldaketa»), eta kapital teknologiko nazionalaren zein atzerriarraren balorazioa egin da, faktoreak azaltze aldera. Emaitzek agerian uzten dute kapital teknologiko nazionala eta merkataritza bidez transmititutako nazioarteko spillover teknologikok garrantzitsuak direla faktoreen guztizko produktibitatearen «aldaketa teknikoa» osagaia azaltzeko; ez, ordea, «eraginkortasunean izandako aldaketa» osagaia azaltzeko.

This paper provides the calculation of total factor productivity (TFP) in ten manufacturing industries for a sample of six developed countries. To achieve it, two non-parametric approaches have been applied. In one of them, the TFP index has been broken down into its two basic components: technological change and efficiency change and the value of the capacity of both national and foreign R&D capital. The results of our estimates suggest that domestic R&D capital and the spillovers from foreign R&D capital are decisive to account for the technological change. On the contrary, efficiency change cannot be explained by variables that are representative of technological capital.

ÍNDICE

1. Introducción
 2. La medición de la productividad total de los factores
 3. Los determinantes de la productividad total de los factores
 4. Conclusiones
- Referencias bibliográficas

Palabras clave: productividad total de los factores, cambio técnico, cambio en la eficiencia, Törnqvist, Malmquist.

Keywords: total factor productivity, technical change, efficiency change, Törnqvist, Malmquist.

N.º de clasificación JEL: C32, C33, F43, O47.

1. INTRODUCCIÓN

La moderna literatura teórica sobre el crecimiento desarrollada en las últimas décadas a partir de los trabajos de Romer (1986) y Lucas (1988) comparte con el viejo paradigma neoclásico el consenso en torno al principal determinante del mismo, la productividad total de los factores (*PTF*). A diferencia de éste, sin embargo, considera que la *PTF* es un resultado endógeno de la propia actividad económica, cuyo crecimiento depende de factores productivos acumulables o reproducibles mediante procesos de inversión que, además, muestran rendimientos no decrecientes.

Así planteada, la primera generación de modelos de crecimiento endógeno presenta dos implicaciones de enorme relevancia. En

primer lugar, y desde el punto de vista de la política económica, se reconoce la posibilidad de que el Estado actúe como impulsor de dicho crecimiento mediante la adecuada implementación de las políticas económicas impulsoras de la productividad. En segundo lugar, y como consecuencia de ello, el eterno debate convergencia *versus* divergencia se inclina a favor de esta última: los rendimientos crecientes y la naturaleza tácita, local y apropiable del progreso técnico garantiza la continuidad del crecimiento económico de los líderes y su alejamiento progresivo de los más rezagados.

A lo largo de la segunda mitad del siglo XX, sin embargo, y en contra de las predicciones teóricas, numerosos estudios empíricos —Barro y Sala i Martin (1992), Evans (1996), entre otros— ponen de manifiesto la convergencia en las tasas de crecimiento de determinados grupos de países. Esta evidencia condicionó la evolución de los desarrollos teóricos dando lugar a una segunda

* Los autores agradecen las valiosas aportaciones efectuadas por los evaluadores anónimos en el proceso de revisión del artículo.

generación de modelos —Aghion y Howitt (1998), Howitt, (1999 y 2000), Howitt y Mayer-Foulkes (2005)— que bajo la denominación de teoría schumpeteriana del crecimiento endógeno reconoce la divergencia a nivel global, pero explica al tiempo la existencia de los denominados «clubes de convergencia» destacando una faceta clave del progreso técnico: su transmisión entre países^{1,2}. Cuando la transferencia de tecnología se incorpora en el modelo, se demuestra que sólo los países capaces de acceder a la tecnología denominada *modern R&D* convergerán en las tasas de crecimiento económico a largo plazo. Los países en los que la transferencia de tecnología no sea lo suficientemente intensa o la nación carezca de la necesaria capacidad para implementar la tecnología foránea quedarán relegados, con niveles de renta inferiores a los de los líderes y tasas de crecimiento económico a largo plazo también menores³.

La evidencia empírica también muestra resultados inequívocos en torno a la relevancia de la *PTF* en la explicación del crecimiento. El conocido trabajo de Easterly y Levine (2001) establece que el 60% de las

diferencias observadas en las tasas de crecimiento del PIB per cápita entre naciones tienen su origen en diferencias en las tasas de crecimiento de la productividad; Klenow y Rodríguez Clare (1997), por su parte, elevan tal porcentaje al 90%.

Reconocida la importancia de la *PTF* en las expresiones teóricas y empíricas de la literatura sobre crecimiento, las dificultades surgen, sin embargo, en torno a su medición y conceptualización⁴; si bien *PTF* y cambio técnico no deben considerarse en ningún caso sinónimos, existe un claro consenso, cuyo origen se encuentra en el análisis de casos de Griliches (1958), acerca del papel clave de la acumulación de capital tecnológico en la explicación de la *PTF*. Como se ha señalado, además, dicho efecto no se ejerce sólo de forma directa, a través del esfuerzo inversor en I+D en un determinado sector industrial, sino que también se ejerce a través de la transmisión intersectorial e internacional de tecnología cuando la misma genera *spillovers* o externalidades al producir un beneficio superior al coste que supondría generar el capital tecnológico internamente⁵.

En este contexto, el presente trabajo tiene tres objetivos básicos: mejorar la medición de la *PTF*, precisar la aportación relativa de los distintos componentes de la productividad a su crecimiento y, finalmente, indagar en el estudio de los factores determinantes de los citados componentes. En cuanto a la medición, en el segundo epígrafe se calcula la *PTF* de un conjunto de países desarrollados aplicando una serie de ajustes metodológicos propuestos en la literatura de los últimos años y utilizando dos índices alternativos —Törnq-

¹ La predicción de convergencia es también un rasgo común al modelo neoclásico, pero no lo es su causa. Como es sabido, la teoría ortodoxa justificaba la convergencia por la existencia de rendimientos decrecientes en la acumulación de capital.

² Otra corriente de investigación, la denominada teoría del crecimiento semi-endógeno [Jones (1995), Kortum, (1997), Segerstrom (1998)], justifica la convergencia observada en las tasas de crecimiento de las naciones desarrolladas admitiendo la existencia de rendimientos decrecientes en el stock de I+D. En contra de esta hipótesis se encuentran ya los primeros modelos schumpeterianos de crecimiento endógeno [Aghion y Howitt (1998), cap.1., Howitt, (1999)] y evidencia empírica [Ha y Howitt (2006)], Madsen (2006)] que demuestra, en los países desarrollados, la validez del supuesto de rendimientos constantes a escala en el stock de I+D.

³ Los autores tratan de crear una teoría explicativa de lo que Nelson y Phelps (1966) denominaron capacidad de absorción, ligando el concepto a una teoría más amplia de crecimiento basado en la innovación.

⁴ Una completa visión sobre el concepto y la medición de la productividad puede verse en OCDE (2001).

⁵ Un completo panorama sobre la transmisión internacional de tecnología y su efecto sobre el crecimiento económico puede verse en Mohnen (2001).

vist y Malmquist— para valorar las diferencias obtenidas en su medición bajo distintos supuestos. Una vez valoradas las diferencias existentes entre ambos índices, se procederá a la descomposición del índice de Malmquist en sus dos componentes, cambio técnico y eficiencia; finalmente, en el tercer epígrafe, se estudiará el papel de la inversión en I+D como determinante de cada uno de estos dos componentes. A este respecto conviene destacar que no sólo se analizará la influencia del esfuerzo inversor realizado por el propio país en cada sector industrial sino que, atendiendo a los más recientes desarrollos teóricos de la teoría del crecimiento endógeno, se valorará el efecto de las externalidades tecnológicas transmitidas internacionalmente a través del comercio (*spillovers* tecnológicos internacionales). El artículo concluye con un apartado de conclusiones.

2. LA MEDICIÓN DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES

En principio es posible distinguir dos aproximaciones a la productividad: la

aproximación frontera —propuesta inicialmente por Farrell (1957)— y la aproximación no frontera- con origen en los trabajos de Tinbergen (1942), Abramovitz (1956), Solow (1957), y Griliches y Jorgenson (1966). La principal diferencia radica en el tratamiento de la eficiencia que se efectúa en ambas técnicas; mientras la aproximación frontera identifica y estudia la eficiencia de las unidades económicas y asume la posibilidad de que exista ineficiencia técnica, la aproximación no frontera considera que las unidades económicas son técnicamente eficientes.

El cuadro n.º 1 muestra los diferentes métodos dentro de cada una de estas aproximaciones.

Como puede observarse, tanto la aproximación frontera como la aproximación no frontera pueden calcularse utilizando métodos paramétricos o métodos no paramétricos. Los métodos paramétricos se concretan en la estimación econométrica de un modelo que puede ser objeto de validación estadística, conduce a diversos resultados según la forma funcional que se admita

Cuadro n.º 1

Métodos de medición de la productividad total de los factores

	Aproximaciones no frontera	Aproximaciones frontera
Métodos paramétricos	Estimaciones econométricas de: — Funciones de producción promedio — Funciones de costes promedio	— Fronteras de producción estocásticas — Aproximación bayesiana
Métodos no paramétricos	Números índice	Índice de Malmquist estimado mediante modelos de programación matemática (DEA)

Fuente: Elaboración propia.

para el mismo y plantea dos problemas recurrentes⁶: el de agregación y el derivado de suponer la estabilidad en el tiempo de la función de producción. Por el contrario, la estimación no paramétrica, si bien no impone ninguna forma funcional al modelo, no puede validarse mediante los oportunos contrastes estadísticos.

En este trabajo, y con objeto de comparar los resultados obtenidos al calcular la *PTF* con métodos y supuestos alternativos en torno a la eficiencia, se han realizado dos aproximaciones no paramétricas de este indicador; una de ellas —el índice de Törnqvist— es una aproximación no frontera, y la otra —el índice de Malmquist— es una estimación frontera que permite distinguir el componente «cambio técnico» y el componente «cambio en la eficiencia». El componente «cambio técnico» refleja el desplazamiento de la frontera de posibilidades de producción y, desde ese punto de vista, puede considerarse equiparable al residuo de Solow que, como es sabido, se calcula bajo el supuesto de comportamiento optimizador. Por otra parte, cualquier movimiento de acercamiento a la frontera representa una mejora en la eficiencia técnica, que puede tener su origen en la acumulación de conocimiento vía *learning by doing*, difusión de tecnología, mejora en las prácticas directivas, etc.

Conceptualmente, existe una diferencia fundamental entre la aproximación a la *PTF* a través de índice de Törnqvist y la aproximación frontera índice de Malmquist. La diferencia se concreta en el tratamiento de los precios. La aproximación por Törnqvist supone que los precios son competitivos de tal modo que los factores se remuneran mediante su producto marginal y las partici-

paciones de las rentas factoriales son, por tanto, ponderaciones adecuadas a la hora de agregar las productividades factoriales para construir la *PTF*. Por el contrario, el índice de Malmquist se elabora a partir de estadísticas de producción y las cuotas de participación son el resultado de los precios sombra del programa lineal que determina la frontera de posibilidades de producción.

2.1. Medición de la productividad total de los factores mediante la construcción de fronteras no paramétricas

El índice de Malmquist constituye la aproximación no paramétrica de tipo frontera por excelencia. Su introducción se debe a Caves *et al.* (1982), si bien su generalización no se produce hasta que Färe *et al.* (1994) demostraron que tal índice podría calcularse a través de un método no paramétrico de programación lineal.

Las herramientas básicas de cálculo del índice de Malmquist son las funciones distancia cuyo origen se atribuye a Shephard (1970). Estas funciones se definen en relación a la tecnología de producción o espacio formado por el conjunto de inputs y outputs de un proceso de producción que son técnicamente factibles, es decir:

$$S^t = \{(x, y) : x \text{ puede producir } y\} \quad (1)$$

donde x e y denotan, respectivamente, el vector de inputs y outputs y S^t el conjunto de posibilidades de producción.

En el caso de un solo output, la tecnología puede representarse a través de la función de producción o límite de la tecnología de producción, es decir:

$$F(x) = \max \{ y : (x, y) \in S^t \} \quad (2)$$

⁶ Lipsey y Carlaw (2004).

Delimitada de esta forma la tecnología de producción, la función distancia de una observación cualquiera (x, y) permite proyectar dicha observación a la frontera de producción de referencia. En función de que la proyección se realice sobre el eje de inputs o sobre el eje de outputs se obtienen las funciones distancia orientadas al input (D_I) u output (D_O), respectivamente, cuya formulación es la siguiente:

$$D_I(x, y) = \sup \left\{ \lambda : \left(\frac{x}{\lambda}, y \right) \in T \right\} \quad (3)$$

$$D_O(x, y) = \inf \left\{ \theta : \left(x, \frac{y}{\theta} \right) \in T \right\} = \left(\sup \{ \theta : (x, \theta y) \in T \} \right)^{-1} \quad (4)$$

$D_I(x, y)$ constituye la máxima contracción radial posible de los inputs que permiten mantener el nivel de output. Análogamente $D_O(x, y)$ constituye el recíproco de la máxima expansión radial de outputs técni-

camente factible a partir de los inputs empleados.

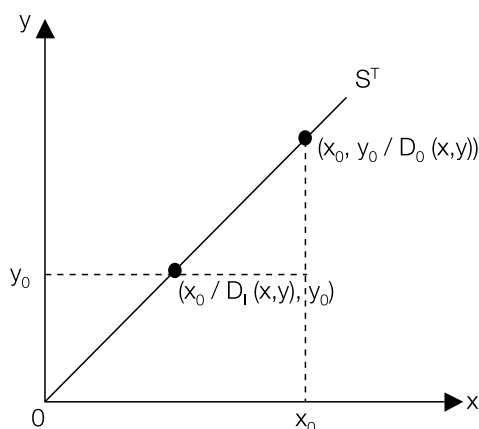
El gráfico n.º 1 ayuda a interpretar geométricamente las funciones distancia.

En lo que sigue centraremos la atención en las funciones distancia orientadas al output ya que, como señalan Krüger *et al.* (2000), esta orientación resulta más adecuada en los estudios de índole macroeconómica, donde los objetivos de crecimiento se traducen en alcanzar los mayores niveles de producto posible dada la dotación de recursos existente y no en lograr un producto determinado con un nivel mínimo de inputs.

Tomando como base estas funciones distancia Caves *et al.* (1982) definieron los denominados índices de productividad de Malmquist (IPM) que permiten aproximar el crecimiento de la PTF de una unidad productiva determinada en un

Gráfico n.º 1

Funciones distancia orientadas al input (D_I) y al output (D_O)



Fuente: Färe *et al.* (1998).

periodo de tiempo⁷. El planteamiento de estos índices se concreta en comparar la posición de la unidad evaluada con respecto a la frontera de producción de cada uno de los periodos mediante proyecciones a dicha frontera a través de las funciones distancia.

En concreto, el índice de productividad de Malmquist orientado al output y referido a la tecnología del periodo t queda definido como:

$$M_o^t(x, y) = \frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} \quad (5)$$

De manera análoga se define el índice de Malmquist orientado al output y referido a la tecnología del periodo $t+1$:

$$M_o^{t+1}(x, y) = \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \quad (6)$$

Ambos permiten aproximar el crecimiento de la *PTF* entre los dos periodos como fácilmente se demuestra sobre la base del gráfico n.º 2.

En efecto, el *IPM* orientado al output y referido a la tecnología S^t queda definido en términos geométricos como:

$$M_o^t(x, y) = \frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} = \frac{\frac{0d}{0c}}{\frac{0a}{0b}} = \frac{\frac{0d}{0c}}{\frac{0a}{0b}} \quad (7)$$

que coincide con el crecimiento de la *PTF* en términos de distancias verticales sobre la

⁷ En Färe y Grosskopf (1996) se demuestra que si la tecnología de producción exhibe rendimientos constantes a escala el índice de Malmquist iguala a la tasa de crecimiento de la productividad definida como:

$$PTF = \frac{\frac{y_{t+1}}{x_{t+1}}}{\frac{y_t}{x_t}}$$

tecnología del periodo t^8 . De manera similar, el *IPM* orientado al output y referido a la tecnología S^{t+1} se define sobre la base del gráfico n.º 2 en términos geométricos como:

$$M_o^{t+1}(x, y) = \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)} = \frac{\frac{0d}{0f}}{\frac{0a}{0g}} = \frac{\frac{0d}{0f}}{\frac{0a}{0g}} \quad (8)$$

valor que aproxima el crecimiento de la *PTF*, medido éste en términos de distancias verticales sobre la tecnología del periodo $t+1$ ⁹.

La medida que proporcionan ambos índices no tiene por qué coincidir al estar condicionada por la tecnología que se utilice como referencia. Para solucionar este problema Färe *et al.* (1994) proponen aproximar el crecimiento de la productividad a partir de la media geométrica de los dos índices de Malmquist anteriores, es decir como:

$$M_o(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) = \left[\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{1/2} \quad (9)$$

versión ésta del índice que se utiliza más habitualmente en los trabajos aplicados. Un valor de este índice superior a la unidad es indicativo de crecimiento de la productividad entre los dos periodos.

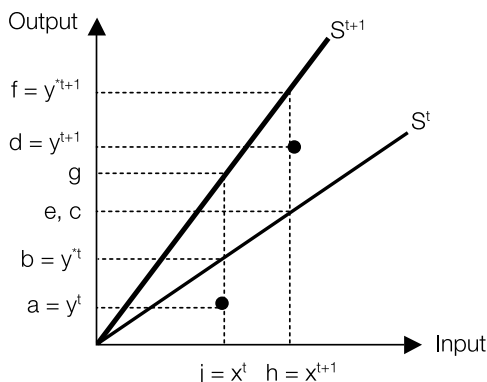
⁸ Ciertamente:

$$\frac{\frac{0d}{0a}}{\frac{0c}{0b}} = \frac{\frac{0d}{0a}}{\frac{0h}{0j}} = \frac{\frac{y^t}{x^{t+1}}}{\frac{y^t}{x^t}} = \frac{y^{t+1}}{x^{t+1}} = \Delta PTF$$

⁹ En efecto sobre el gráfico n.º 2 puede establecerse que:

$$\Delta PTF = \frac{\frac{y^{t+1}}{x^{t+1}}}{\frac{y^t}{x^t}} = \frac{\frac{0d}{0h}}{\frac{0a}{0j}} = \frac{\frac{0d}{0h}}{\frac{0a}{0f}} = \frac{\frac{0d}{0f}}{\frac{0a}{0g}}$$

Gráfico n.º 2

Índice de productividad de Malmquist orientado al output

Fuente: Elaboración propia a partir de Färe *et al* (1994).

El índice anterior puede descomponerse en dos elementos que aproximan el cambio de eficiencia y el cambio técnico, ya que como demostraron Färe *et al.* (1994) sencillas operaciones matemáticas permiten establecer la siguiente relación:

$$M_o(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) = \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} \left[\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \frac{D_o^t(x^t, y^t)}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{1/2} \quad (10)$$

De ella se deduce que el crecimiento total de la PTF o índice de Malmquist puede desagregarse en dos componentes. El primero (recogido en el primer cociente entre funciones distancia) mide el grado de convergencia a la frontera de producción que experimenta la observación evaluada en el periodo estudiado, es decir, la variación de su eficiencia productiva debida a la acumulación de conocimiento, a la difusión de la tecnología existente y/o a la mejora en la gestión de los recursos (*catching up*). Valores de este indicador superiores a la unidad son indicativos de aproximación a la fronte-

ra o convergencia. Valores inferiores a uno se corresponden con pérdidas de eficiencia. El segundo componente (producto de dentro del paréntesis) cuantifica la distancia media entre las funciones de producción de los dos periodos en los niveles de utilización de inputs x^t y x^{t+1} , es decir, aproxima el cambio técnico o el efecto innovación tecnológica materializado en desplazamiento de la frontera de producción. Valores superiores a la unidad en este caso son indicativos de progreso técnico.

La cuantificación del índice de Malmquist y de sus componentes pasa, por tanto, por calcular las funciones distancia correspondientes. En la literatura se distinguen varias maneras de hacerlo. De todas ellas presenta un gran interés la que apoya los cálculos en la resolución de un problema de programación matemática tipo análisis envolvente de datos [Charnes *et al.*, (1978)]. Los principales atractivos de esta técnica de estimación residen en su capacidad para trabajar simultáneamente con múltiples inputs

y outputs sin necesidad de agregarlos mediante ponderaciones arbitrarias y en que no requiere especificar una forma funcional determinada para la tecnología de producción subyacente en los datos. Con esta metodología la función distancia de una observación r' en el periodo t es estimada a partir de la resolución de un problema de programación lineal como el siguiente:

$$\left[D_o^t(x^{r',t}, y^{r',t}) \right]^{-1} = \max \theta^{r'}$$

s.a.

$$\sum_{r=1}^R \lambda^{r,t} y_m^{r,t} \geq \theta^{r'} y_m^{r',t} \quad m = 1, \dots, M \quad (11)$$

$$\sum_{r=1}^R \lambda^{r,t} x_n^{r,t} \leq x_n^{r',t} \quad n = 1, \dots, N$$

$$\lambda^{r,t} \geq 0 \quad r = 1, \dots, R$$

donde x_n e y_m representan, respectivamente, los inputs y outputs del proceso de producción que lleva a cabo la entidad r' , y $r = 1, \dots, R$ las unidades muestrales con las que se compara su comportamiento.

Análoga es la estructura del problema que permite calcular la función distancia del periodo $t+1$ (simplemente hay que sustituir t por $t+1$ en el problema anterior). En cuanto a la función distancia, $D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ se calcula de manera similar pero sustituyendo el superíndice t por el $t+1$ en el lado derecho de las restricciones. Igualmente el cómputo de la función $D_o^{t+1}(x^t, y^t)$ se realiza sustituyendo el superíndice t por el $t+1$ en el lado izquierdo de las restricciones del modelo. Este es el planteamiento de cálculo del programa *On Front* utilizado en este trabajo para calcular el índice de Malmquist, cuyos resultados se recogen más adelante. Las variables utilizadas para estimar el índice fueron calculadas tal y como se detalla en el apéndice. Concretamente, como variable representativa del output se calculó el

VAB ajustado por el ciclo, $\hat{Y}$, mientras que los inputs capital y trabajo se valoraron mediante el stock de capital físico, K , y las horas trabajadas, L , respectivamente.

2.2. Medición de la productividad total de los factores mediante la aproximación no frontera de números índices.

A diferencia de lo que ocurre con las estimaciones paramétricas, la aproximación de la teoría de los números índices a la medición de la *PTF* no necesita partir de la existencia de una función de producción agregada, ya que la propia teoría establece explicaciones para la agregación y axiomas sobre la preferencia de determinados índices por sus propiedades deseables.

Un índice de *PTF* mide el cambio en el nivel de output producido en relación al cambio en el nivel de todos los inputs utilizados en el proceso productivo entre dos períodos de tiempo o entre dos unidades productivas. Su propósito es permitir comparaciones multilaterales de varios individuos en un momento dado o de un individuo entre varios periodos y en su elaboración se asumen rendimientos constantes a escala, eficiencia técnica y económica de las unidades productivas, y mercados competitivos.

$$\text{Índice de } PTF_{r,t} = \frac{\text{Índice de output real}_{r,t}}{\text{Índice de cantidad de inputs}_{r,t}} \quad (12)$$

r, t = unidades productivas, años.

Para construir el índice del output en un sector los diferentes tipos de output se ponderan por su participación en el total y para construir un índice de inputs los diferentes inputs se ponderan por su participación en el coste total, como aproximación a sus correspondientes elasticidades de producción.

Dado que en este trabajo se van a efectuar comparaciones multilaterales en un panel de datos con dimensión espacial y temporal, los índices idóneos son los de ponderaciones encadenadas como Fisher o Törnqvist (para evitar el sesgo de los índices con base fija) transformados mediante el método de Elteto-Koves-Szulc (EKS) tal y como proponen Caves *et al* (1982) con la finalidad de hacerlos transitivos¹⁰. Además, estos dos índices son «superlativos» ya que pueden derivarse de una determinada forma funcional de la función de producción (cuadrática y translogarítmica respectivamente).

Así, con las mismas variables utilizadas en los índices de Malmquist- VAB ajustado por el ciclo¹¹, stock de capital físico y horas trabajadas-se derivaron índices Törnqvist multilaterales transitivos, si bien, en este caso, para evitar la volatilidad y paliar los problemas de medición de la *PTF* se estimó además la participación de las rentas del

trabajo¹². Los índices tomaron base 100 en 1997 para cada individuo (los sectores de los distintos países) y se calcularon con la siguiente fórmula:

$$\ln PTF_{z,r} = (\ln Y_z - \ln Y_r) - \left[\frac{1}{2}(\hat{s}_z + \bar{s})(\ln L_z - \ln \bar{L}) + \left[\left(1 - \frac{1}{2}(\hat{s}_z + \bar{s})\right)(\ln K_z - \ln \bar{K}) \right] - \left[\frac{1}{2}(\hat{s}_r + \bar{s})(\ln L_r - \ln \bar{L}) + \left[\left(1 - \frac{1}{2}(\hat{s}_r + \bar{s})\right)(\ln K_r - \ln \bar{K}) \right] \right] \right] \quad (13)$$

donde z y r son dos observaciones distintas (por ejemplo, dos países durante el mismo año o el mismo país en dos años), $\bar{X} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \ln X_i$ siendo M el número total de observaciones de la muestra y $X = K$ o L , y $\bar{s}$ es la media aritmética de la participación de las rentas del trabajo en el coste total para las observaciones de la muestra.

2.3. Cálculos y resultados

En este apartado se explican los resultados obtenidos con la aplicación de las metodologías explicadas —índice de Malmquist e índice de Törnqvist— al cálculo de la *PTF*. Dado que las medidas de *PTF* deben ser comparables tanto entre sectores como entre países, el análisis empírico sólo ha podido realizarse para la manufactura industrial de seis países desarrollados para los que la información disponible era suficientemente detallada y homogénea: Finlandia, Francia, Italia, Estados Unidos, Canadá y España¹³. Este condicionante, lógicamente, ha de tenerse en cuenta al interpretar los resultados que se exponen en

¹⁰ Coelli *et al.* (2003: págs. 84-86) explican en detalle este método. La interpretación intuitiva es la siguiente: una comparación entre dos individuos se obtiene comparando primero cada individuo con el individuo promedio y comparando entonces las diferencias en los niveles individuales en relación al individuo promedio. Es importante resaltar que la condición de transitividad implica que la inclusión de individuos adicionales a la muestra requerirá recalcular de nuevo todos los índices.

¹¹ Basu y Fernald (2001) señalan siguiendo a Hulten (1986) que el índice Törnqvist también es la aproximación temporal discreta exacta de la ecuación en tiempo continuo de la función de producción que incluye la utilización de la capacidad productiva. Hulten (1986) demuestra que la aproximación Törnqvist a esta ecuación puede implementarse usando los precios observados de los inputs (las participaciones de las rentas del trabajo observadas), bajo los supuestos de rendimientos constantes y competencia perfecta, y sólo un input cuasi-fijo (por ejemplo, el capital). En este caso, ya que los precios de los inputs observados dan las participaciones correctas del trabajo y las participaciones de los inputs suman la unidad, la participación del capital se toma de forma residual.

¹² Como se ha señalado con anterioridad, en el anexo 1 se ofrece una exposición detallada de las fuentes de datos y la estimación de las variables.

¹³ Debe subrayarse que la ausencia de deflatores de formación bruta de capital con los que se calculan los stocks de capital sectorial y, en consecuencia, los índices de la *PTF* ha impedido trabajar con una muestra de países desarrollados más amplia.

el apartado siguiente. En conjunto, se reunió una muestra de 1.320 observaciones. Los datos corresponden al periodo 1979-2001 y comprenden diez agregaciones sectoriales de la manufactura de los seis países. Los sectores considerados son: Productos de alimentación, bebidas y tabaco (sectores 15-16 de la ISIC Rev. 3); Textil (17-19); Papel, artículos de impresión y publicidad (21-22); Química y productos químicos (24); Caucho y productos plásticos (25); Otros productos de minerales no metálicos (26); Productos de metales básicos y productos de fabricados metálicos (27-28); Maquinaria y equipos (n.c.o.p.) (29); Equipos eléctricos y ópticos (30-33) y Equipos de transporte (34-35).

El cuadro n.º 2 contiene, para cada país y rama considerada, el crecimiento de la *PTF* durante el período estudiado¹⁴, calculada ésta tanto con el índice de Malmquist como con el Törnqvist. Al comparar los índices de *PTF* de Malmquist con los de Törnqvist se concluye que, pese a calcularse con procedimientos y supuestos diferentes, muestran una elevada correlación estadística, tal como se recoge en la última columna.

Como puede observarse en el cuadro n.º 2 el índice de Malmquist presenta valores más elevados que el de Törnqvist en los países europeos y, en cambio, ocurre lo contrario en Estados Unidos y Canadá. Entre todos los factores explicativos de tales discrepancias —véase por ejemplo Caves *et al* (1982b)— el mayor valor del índice de Törnqvist frente al Malmquist en EE.UU. y Canadá podría reflejar una mejora promedio en la eficiencia asignativa (disminución de la ineficiencia) en estos dos países du-

rante el periodo analizado. El mayor valor del índice Malmquist frente al Törnqvist en los países europeos podría reflejar precisamente el proceso contrario, un sesgo negativo por alejamiento del óptimo en este último índice. Esta explicación estaría de acuerdo con los resultados de Scarpetta *et al.* (2002), Nicoletti y Scarpetta (2005), y Conway *et al* (2006). Según estos trabajos la economía europea adolece de unas regulaciones tanto en el mercado de productos como en el mercado laboral que, al frenar la competencia, impiden la adopción de las inversiones necesarias y los reajustes necesarios para mejorar la productividad y cerrar el *gap* con la economía estadounidense.

Un argumento similar permitiría explicar el comportamiento de dos sectores —Productos de alimentación, bebidas y tabaco y en TIC—, en los que el índice de Malmquist muestra mayores valores que el de Törnqvist. Se trata de sectores en los que —tal y como demuestran Scarpetta *et al.* (2002)— el exceso de regulación en los mercados de productos puede dificultar la entrada de nuevas empresas lo que provocaría pérdidas de eficiencia asignativa que explicarían la divergencia entre ambos índices.

El cuadro n.º 2 recoge asimismo los resultados obtenidos con la disgregación del índice de Mamquist en sus dos componentes: cambio en la eficiencia y cambio técnico. Obsérvese que en todos los países se contabilizaron mejoras en la eficiencia y, sobre todo, en el cambio técnico que permitieron elevar la *PTF*. Sin embargo, la evolución durante el período ofrece algunas singularidades dignas de mención. Finlandia, por ejemplo, lideró los avances en la *PTF*, consiguiendo un ritmo medio anual acumulativo del 7,20%, que

¹⁴ Para una comparación gráfica de la *PTF* sectorial calculada con el índice de Törnqvist puede consultarse Sanaú *et al* (2006).

Cuadro n.º 2

**Indicadores de crecimiento de la productividad total de los factores
por país y por rama sectorial**

	Cambio en eficiencia	Cambio técnico	Índice de Malmquist	Índice de Törnqvist
País				
Finlandia	2,18	4,99	7,20	7,06
Francia	0,75	2,77	3,26	3,01
Italia	0,19	3,00	2,86	2,13
Estados Unidos	0,24	2,13	2,16	2,96
Canadá	0,44	2,01	1,90	2,13
España	0,31	1,95	1,91	1,86
Promedio	0,69	2,81	3,21	3,19
Desviación típica	1,33	2,15	3,74	3,68
Rama de la manufactura				
Productos de alimentación, bebidas y tabaco	0,71	-0,33	0,26	-0,13
Textil	0,16	1,75	1,92	2,29
Papel, artículos de impresión y publicidad	0,39	-1,34	-0,98	-0,42
Química y productos químicos	0,02	2,26	2,23	2,32
Caucho y productos plásticos	0,66	0,77	1,09	2,69
Otros productos de minerales no metálicos	-0,09	1,12	0,91	1,50
Productos de metales básicos y productos de fabricados metálicos	0,30	1,80	1,97	2,14
Maquinaria y equipos (n.c.o.p)	-0,13	4,02	3,76	6,21
Equipos eléctricos y ópticos (TIC)	0,59	13,34	12,44	12,04
Equipos de transporte	0,61	0,66	1,17	1,74
Promedio	0,32	2,40	2,48	3,04
Desviación típica	0,03	0,77	0,59	2,00

Nota: Tasas ponderadas por el VAB en unidades monetarias de 1997.

Las tasas promedio son medias aritméticas de las tasas ponderadas de los distintos países.

Fuente: Elaboración propia a partir de las bases de datos STAN y ANBERD de la OCDE y de las estadísticas del Groningen Growth and Development Centre (GGDC).

en el cambio técnico fue del 4,99% y en el de la eficiencia del 2,18%. Francia también ofrece un balance positivo, si bien la tasa de crecimiento de su *PTF* fue sólo del 3,26%, dado que las mejoras en la eficiencia fueron dos tercios inferiores a las finlandesas y las del cambio técnico en torno a la mitad.

En el resto de países, los cambios en la eficiencia influyeron poco en los de la *PTF*. En Italia, por ejemplo, la eficiencia apenas creció (0,19% anual) por lo que la mayor parte del crecimiento de su *PTF* se explica básicamente por el del cambio técnico (3% anual). Estados Unidos presenta un aumento del cambio técnico y de la *PTF* menos favorables que el italiano y una evolución algo mejor de la eficiencia. Por último, Canadá y España muestran un comportamiento similar, puesto que son las economías con más bajas tasas de crecimiento de la *PTF* y del cambio técnico.

Por sectores, las mejoras en el cambio técnico también tendieron a ser mayores que en la eficiencia. Todas las ramas industriales, salvo Productos de alimentación, bebidas y tabaco y Papel, artículos de impresión y publicidad, desplazaron su frontera de producción por innovaciones tecnológicas, siendo el progreso técnico considerable en *TIC* y -a notable distancia- en Maquinaria y equipos (n.c.o.p.) y Química y productos químicos.

En cuanto a los cambios en la eficiencia, Productos de alimentación, bebidas y tabaco, Caucho y productos plásticos y Equipos de transporte registraron los mayores avances, lógicamente acompañados de los anotados por *TIC* y, por el contrario, la eficiencia retrocedió en Otros productos de minerales no metálicos y Maquinaria y equipos (n.c.o.p.)

Especialmente interesantes resultan los resultados relativos al sector de las tecnologías de la información y la comunicación en cuyo papel se ha centrado gran parte de la discusión sobre el crecimiento económico de los últimos años. Siguiendo a la OCDE (2003), los tres principales canales a través de los cuales estas tecnologías pueden influir en el crecimiento son: i) la aceleración de la productividad en los propios sectores productivos de *TIC* y el creciente tamaño de estos sectores; ii) la intensificación de la inversión en equipos con tecnologías de la información y la comunicación y la consiguiente mejora en la productividad laboral; y iii) los efectos desbordamiento sobre la productividad emanados de estas tecnologías. Respecto al primer canal, ya se ha observado en el cuadro n.º 2 cómo es el sector con mayor cambio técnico; en cuanto al segundo canal, la disponibilidad de datos de capital desglosado por tipos de activo -como los de Mas *et al* (2005)-, permitirá establecer la vinculación entre este tipo de inversión y los cambios técnico y en eficiencia. El impacto sobre esta última puede verse sometido a una evolución temporal en la que inicialmente los países que tardan en adoptar estas nuevas tecnologías queden rezagados respecto a la frontera tecnológica y, asimismo, que las mejoras en productividad de los que las adoptan sigan una forma de U invertida (ya que durante la primera fase no pueden explotarse todas las potencialidades de la nueva tecnología por falta de activos complementarios como capital humano o infraestructuras). En cuanto al tercer canal, los efectos desbordamiento de las *TIC* son, sin duda, responsables de parte de las mejoras del resto de sectores, tal y como se demuestra en López-Pueyo *et al* (2009).

3. LOS DETERMINANTES DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES

Como se ha señalado anteriormente, el índice de Malmquist presenta ventajas frente al índice de Törnqvist por cuanto permite distinguir entre alteraciones de la capacidad tecnológica y la eficiencia. Ambos componentes del incremento en la *PTF* pueden verse afectados por las dotaciones de capital tecnológico de cada país las cuales, a su vez, pueden ser el reflejo de la inversión en I+D efectuada en cada nación o bien el resultado de la transmisión internacional de tecnología a través de diversos canales como pueden ser los pagos tecnológicos, la inversión extranjera directa y el comercio internacional. Entre las diversas opciones posibles, esta investigación se centra en el comercio internacional como vehículo transmisor de la tecnología foránea, siguiendo las extensiones de los modelos de crecimiento endógeno en economías abiertas de Barro y Sala i Martín (1995) y Grossman y Helpman (1991), y la abundante literatura empírica que, a partir del trabajo de Coe y Helpman (1995), corrobora la existencia de beneficios indirectos que se obtienen de la tecnología foránea a través del comercio internacional.

En concreto, en este apartado se pretende responder a las siguientes cuestiones ¿es el esfuerzo inversor en I+D nacional o foráneo un determinante fundamental del componente cambio técnico?, ¿y de la eficiencia?; si es así ¿cuál de los dos stocks tecnológicos tiene mayor influencia en cada caso?

Se partirá de una especificación inspirada en los modelos de crecimiento endógeno para economías abiertas cuya contras-

tación empírica se llevará a cabo con un nivel de desagregación sectorial tal y como se efectúa en Braconier y Sjöholm (1998), Keller (2002) o Frantzen (2001):

$$\begin{aligned} \log ICT_{ijt} = & \alpha_{ij} + \alpha^{sd} \log R^{sd}_{ijt} + \\ & + \alpha^{sf} \log R^{sf}_{ijt} + \alpha^o \log R^o_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} \log EFI_{ijt} = & \alpha_{ij} + \alpha^{sd} \log R^{sd}_{ijt} + \\ & + \alpha^{sf} \log R^{sf}_{ijt} + \alpha^o \log R^o_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (15)$$

donde *ICT* y *EFI* representan los dos componentes de la *PTF* derivados del índice de Malmquist, el índice de cambio técnico y el índice de eficiencia técnica, respectivamente; α representa los efectos fijos, introducidos para cada individuo (los distintos sectores de cada país); *i*, denota los diferentes sectores; *j*, los países y *t* identifica el año.

R^{sd} es el capital tecnológico propio de cada individuo, variable con la que se pretende evaluar la efectividad del esfuerzo inversor en I+D desarrollado dentro del propio sector y país sobre el cambio técnico y la eficiencia.

Con objeto de distinguir el efecto del esfuerzo inversor en tecnología autóctono del generado más allá de las fronteras nacionales, la segunda variable del modelo, R^{sf} , representa el capital tecnológico correspondiente al mismo sector foráneo en cuya definición se incluye la tasa de apertura media del país. Con esta variable se valora, por un lado, si los componentes de la *PTF* guardan alguna relación con la procedencia geográfica de importaciones de productos pertenecientes al mismo sector (el denominado «efecto composición del comercio internacional») y, por otro, si existe alguna relación entre la mayor apertura del país y su nivel de cambio técnico y eficiencia («efecto nivel de comercio internacional»). La idea subyacente al efecto «composición» es que, si el comer-

cio internacional es uno de los vehículos de transmisión del conocimiento tecnológico, los países que importan fundamentalmente de naciones con un elevado capital tecnológico percibirán más externalidades tecnológicas y, por lo tanto, el cambio técnico en sus sectores será mayor que si los bienes proceden de economías con un capital tecnológico más reducido. Por otra parte, el efecto nivel implica que, a igual composición de importaciones, el país más abierto se beneficiará más de la I+D foránea.

Desde una perspectiva sectorial conviene además distinguir la influencia sobre la PTF de la tecnología generada nacional e internacionalmente en el mismo sector de la que ejerce la tecnología originada en otros sectores. Para valorar este aspecto se ha incorporado una tercera variable, R_{ijt}^o , representativa del stock de conocimiento generado en otros sectores en cuya construcción se ha considerado tanto la inversión en I+D efectuada dentro del propio país como la efectuada en los países con los que se comercia ¹⁵.

Finalmente α^{sd} , α^{sf} , α^o representan, respectivamente, las elasticidades del cambio técnico o la eficiencia con respecto al capital tecnológico del mismo sector nacional, al mismo sector foráneo y a otros sectores nacionales y foráneos.

Para calcular dotaciones del capital tecnológico se utilizó el método de inventario permanente partiendo de los datos de I+D y comercio de la base STAN (OCDE). Las dotaciones sectoriales se expresaron en dólares de 1997 utilizando la paridad de

poder adquisitivo (PPA) del PIB que publica la OCDE ¹⁶.

Para llevar a cabo la contrastación empírica del modelo, puesto que se dispuso de una serie temporal de datos para diversas unidades transversales, se estudiaron las diversas técnicas de estimación de cointegración con paneles de datos. En el contexto de cointegración, las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) son consistentes, pero no eficientes porque tienen una distribución asintótica que depende de parámetros *nuisance* debido a la correlación serial en el término de error y a la endogeneidad de los regresores provocada por una causalidad tipo Granger ¹⁷. Tal sesgo provoca la aparición de valores del estadístico *t* de Student sobrevalorados que pueden llevar a considerar significativa una variable que no lo es en ausencia de sesgos.

Los estimadores *DOLS* (*dynamic ordinary least squares*) propuestos por Stock y Watson (1993) evitan los sesgos de los MCO. Los *DOLS* se obtienen a partir de la estimación mínimo cuadrática ordinaria de una regresión en la que la variable dependiente está en función de una constante, los niveles contemporáneos de las restantes variables, así como los retardos y adelantos de sus primeras diferencias, lo que corrige la endogeneidad de los regresores y permite estimar la senda dinámica de equilibrio a largo plazo ¹⁸.

¹⁶ En el apéndice se presenta una descripción detallada del método de cálculo de los distintos stocks tecnológicos.

¹⁷ En efecto, la endogeneidad de los regresores y la correlación serial generan un sesgo de segundo orden que tiene su origen en la covarianza unilateral a largo plazo entre el término de error y la primera diferencia de las variables explicativas. Véase Phillips (1995).

¹⁸ Adicionalmente, la correlación serial se corrige mediante un procedimiento de mínimos cuadrados generalizados. El método *DOLS* es idóneo para cualquier tipo de cointegración: heterogénea, homogénea o

¹⁵ La consideración aislada de dos variables representativas del esfuerzo inversor de «otros sectores nacionales» y «otros sectores foráneos» originaba problemas derivados de la pérdida de grados de libertad, por lo que se consideró preferible estimar el modelo con tan sólo tres variables.

Cuadro n.º 3

Determinantes tecnológicos del cambio técnico

Ecuación		R^{sd}	R^{sf}	R^o	R^2
(14)	<i>ICT</i>	0,111** (2,839)	0,166*** (2,287)	0,009 (0,13)	0,43
(15)	<i>EFI</i>	-0,036** (-1,839)	0,021 (0,595)	0,043 (1,314)	0,01

Nota: *ICT* es el índice de cambio técnico y *EFI* es el de eficiencia; R^{sd} es el stock tecnológico nacional generado dentro del propio sector y R^{sf} el equivalente foráneo. R^o es el stock tecnológico de otros sectores tanto nacionales como foráneos.

Los valores correspondientes a R^{sf} son las elasticidades correspondientes al stock tecnológico foráneo y son resultado de calcular la media del producto del coeficiente obtenido en la estimación por la tasa media de apertura de cada nación considerada.

Entre paréntesis aparecen los valores del estadístico *t* de Student. Las variables que aparecen con asteriscos son significativas al 1% (***) o 5% (**).

Fuente: Elaboración propia.

Ha de precisarse que la no estacionariedad de las variables se contrastó con la versión desarrollada en Pesaran (2007), a partir del estadístico *CADF* (*cross-sectionally-augmented ADF statistic*), dado que podía haber dependencia transversal en las unidades de la muestra¹⁹. Los resultados

cuasi-homogénea. Además, estos estimadores tienen una distribución normal asintótica y sus desviaciones estándar permiten realizar adecuadamente los contrastes de significatividad de las variables. Puede, por tanto, concluirse que los estimadores *DOLS* son más apropiados para la muestra de datos de este estudio.

¹⁹ Para obtener dicho estadístico, las regresiones tradicionales *ADF* se amplían incluyendo las medias transversales de los niveles retardados y primeras diferencias de las series individuales, de forma que se filtre asintóticamente la influencia del factor común inobservable.

La regresión *CADF* se concreta en la siguiente expresión

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it}$$

Hecho esto, es posible obtener una generalización del *t-bar* desarrollado por Im *et al.* (2003) a partir de la expresión:

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T)$$

del test de raíz unitaria con constante y tendencia aparecen en el cuadro A1 del anexo 2. Al 1% de significatividad el valor crítico de los estadísticos *CIPS* (*CIPS**) para una muestra de $N = 50$, 70 y $T = 20$ se sitúa en un -2.76 (-2.72) por lo que no se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en las variables.

El cuadro A2 del anexo 2 incluye los resultados de los tests de cointegración aplicados a los residuos mínimo cuadrático ordinarios de las estimaciones realizadas. El contraste utilizado -desarrollado por Pedroni (1995)- permite heterogeneidad en la estructura autorregresiva de los términos de

donde $t_i(N, T)$ es el estadístico Dickey-Fuller aumentado transversalmente para la unidad transversal *i*-ésima, obtenido a partir de la *t*-ratio del coeficiente de $y_{i,t-1}$ en la regresión *CADF*. Adicionalmente se presenta la versión ajustada del contraste —denotada *CIPS**— con la que se palián las dificultades que surgen en la aplicación del mismo —indebida influencia de los resultados extremos— en los casos en los que T sea pequeño.

error. De acuerdo con el valor del estadístico, la hipótesis nula de no cointegración puede rechazarse.

Los resultados de la estimación *DOLS* realizada utilizando el programa *NPTI.3* desarrollado por Chiang y Kao (2002) para GAUSS aparecen en el cuadro n.º 3²⁰.

Obsérvese que, como cabe esperar, el stock tecnológico propio (de cada sector-país) —construido a partir de sus gastos en I+D— influye positivamente sobre el cambio técnico con una elasticidad de 0,111 confirmando el previsible efecto positivo que la acumulación de capital tecnológico en un sector tiene sobre su productividad. Las externalidades tecnológicas internacionales derivadas de un mayor comercio de productos similares realizado con los países más avanzados tecnológicamente, así como de una mayor apertura comercial, tienen una contribución positiva al cambio técnico, con una elasticidad de 0,166 algo superior, por tanto, a la obtenida para el stock tecnológico nacional. Esta evidencia confirma el papel del comercio como vehículo transmisor de la tecnología y el papel de la transmisión internacional de tecnología en el incremento de la productividad de las naciones. En definitiva, puede concluirse que la difusión tecnológica canalizada a través del comercio induce un desplazamiento hacia arriba de la frontera de producción al igual que el inducido por el stock de conocimiento propio.

Por el contrario las externalidades tecnológicas (nacionales e internacionales) procedentes de otros sectores (en concreto del 29 al 33 de la *ISIC rev. 3*) no resultan significativas al explicar el cambio técnico.

Detrás de este resultado puede haber problemas de multicolinealidad, muy habituales en la literatura que utiliza este tipo de variables explicativas.

A diferencia de lo ocurrido con el cambio técnico, la capacidad del modelo para explicar cambios en la eficiencia es muy limitada. La única variable explicativa, la capacidad tecnológica del propio sector nacional, lo es con signo negativo. Este resultado, aunque debe ser interpretado con prudencia, resulta sugerente puesto que se reitera en la escasa evidencia empírica disponible en torno a los determinantes de los componentes de la productividad. También el reciente trabajo de Lee y Kim (2006) realiza un análisis similar a nivel sectorial obteniéndose en tres de los ocho sectores considerados una relación negativa entre el cambio en la eficiencia técnica y los *spillovers* tecnológicos procedentes de otros sectores nacionales. El signo negativo fue también obtenido por Perelman (1995) quien lo explicó argumentando que cuando la I+D provoca un cambio positivo en la frontera supone, al mismo tiempo, pérdidas de eficiencia en aquellos países que se distancian todavía más de la frontera por no adoptar la nueva técnica o no usarla eficientemente. Puede interpretarse, por tanto, como evidencia empírica a favor del peligro de divergencia que muestran los países que carezcan de la necesaria «capacidad de implementar» la tecnología foránea. Tal y como destacan Howitt y Mayer-Foulkes (2005): «*As the global technology frontier advances and become more complex a country needs to keep increasing its skill levels just in order to keep pace with the frontier... a country that does not keep pace with the frontier will find it increasingly difficult to catch up, because its absorptive capacity will erode*»²¹.

²⁰ Disponible en www.maxwell.syr.edu/maxpages/faculty/cdkao/working/npt.html

²¹ Howitt y Mayer-Foulkes (2005). Pág. 150.

De lo anterior se deduce la conveniencia de introducir datos de capital humano en el análisis de la *PTF* en línea con trabajos como el de Maudos *et al* (1998) en el que se explica la ineficiencia de las regiones españolas tomando como factores explicativos el capital público, el capital humano y la estructura productiva. Los resultados del estudio empírico parecen indicar que el capital humano y las infraestructuras públicas son factores clave para explicar mejoras en la eficiencia.

4. CONCLUSIONES

La importancia de la *PTF* para explicar el crecimiento económico y las diferencias observadas en el mismo entre naciones ha provocado en las últimas décadas una proliferación de estudios que tratan de aportar nueva evidencia sobre sus factores determinantes. Este trabajo ahonda en esta línea de investigación para calcular la *PTF* mediante dos técnicas no paramétricas alternativas que difieren en el tratamiento de la eficiencia. Su aplicación a la muestra de sectores manufactureros de 6 países desarrollados durante el período 1979-2001 ha puesto de relieve el buen hacer de Finlandia y la existencia de cierta homogeneidad en el cambio técnico promedio habido en estos seis países. Por sectores, el mayor progreso técnico se ha producido en TIC y Maquinaria y equipos (n.c.o.p.) y las mayores mejoras de eficiencia en Productos de alimentación, bebidas y tabaco, Caucho y productos plásticos, Equipos de transporte y TIC.

La disgregación del índice de Malmquist en sus dos componentes, cambio técnico y eficiencia, permitió analizar el papel del capital tecnológico en la explicación de las variaciones de la *PTF*. Se comprobó que, efectivamente, el esfuerzo inversor en I+D genera cambio técnico (desplazamientos en la frontera de posibilidades de producción) tanto cuando se realiza internamente (dentro del propio país) como cuando se adquiere de fuentes externas a través del comercio, lo que demuestra que aquellas naciones más abiertas al exterior y más vinculadas a países tecnológicamente avanzados a través del comercio, tienen un mayor acceso a los *spillovers* tecnológicos internacionales que, al promover el cambio técnico, impulsan su productividad. Por el contrario, la estimación del modelo sugiere que los cambios en el componente eficiencia de la *PTF* tienen su origen en otros factores explicativos capaces de lo que la moderna literatura de crecimiento endógeno se denomina *implementation*. En cualquier caso, la escasa capacidad explicativa del modelo para este componente sugiere la necesidad de profundizar en el análisis individualizado de los cambios en la eficiencia y recurrir a otros factores distintos del tecnológico para explicarlos: los cambios institucionales -en la línea propuesta por Breton (2004)- y la dotación de capital humano-Aguayo *et al* (2000), Salinas Jiménez (2003)- se perfilan como candidatos idóneos para futuras investigaciones.

Anexo 1

CONSTRUCCIÓN DE LAS VARIABLES**A) Variables utilizadas para el cálculo de los índices de PTF***Variable output*

Los datos de VAB se tomaron de la base STAN de la OCDE, expresándolos en unidades monetarias de 1997 de los distintos países y aplicando los índices de volumen de la mencionada base, salvo en el sector Equipos eléctricos y ópticos. En este último caso, los precios hedónicos disponibles en la *Industry Labour Productivity Database* del GGDC (véase GGDC 2008a) sirvieron de base para calcular el deflactor agregado del sector 30-33, mediante un índice encaadenado Törnqvist.

La metodología aplicada para calcular los índices de precios hedónicos sigue la propuesta en O'Mahony y van Ark (2003: 237 y ss.) para obviar el sesgo de sustitución que los índices de precios de ponderaciones fijas introducen al calcular el VAB a precios constantes cuando la estructura de un sector varía en el tiempo. Concretamente, si $P_i^{v,t}$ es el deflactor del valor añadido de la rama i y P^v , el deflactor agregado, el cambio del deflactor en el periodo t vendrá dado por:

$$\Delta \ln P^{v,t} = \sum_i \overline{s_i^{v,t}} \Delta \ln P_i^{v,t} \quad (A1)$$

La variación del precio en la rama i se pondera por la participación media de la rama en el valor añadido total en dos periodos contiguos:

$$\overline{s_i^{v,t}} = 1/2 \left(\frac{P_i^{v,t} V_i^t}{\sum_i P_i^{v,t} V_i^t} + \frac{P_i^{v,t-1} V_i^{t-1}}{\sum_i P_i^{v,t-1} V_i^{t-1}} \right) \quad (A2)$$

En consecuencia, el crecimiento real del VAB se calcula como el crecimiento del VAB corriente del agregado menos el crecimiento del deflactor:

$$\Delta \ln V^t = \Delta \ln V^t P^{v,t} - \Delta \ln P^{v,t} \quad (A3)$$

Las cifras de VAB expresadas en unidades monetarias de 1997 de los distintos países se convirtieron a dólares USA de 1997, utilizando los ratios de valor unitario (*RVUS*) que facilita el GGDC en *Manufacturing Productivity and Unit Labour Cost Database* (véase GGDC 2008b). Esta base incluye ratios de valor unitario de 20 sectores y 14 países para el año 1997. Dichos cocientes se calculan utilizando la aproximación de industria de origen desarrollada desde 1983 en el proyecto *International Comparisons of Output and Productivity (ICOP)* de la Universidad de Groningen. Las *RVUS* son factores de conversión para sectores específicos derivados de precios relativos del productor y tienen importantes ventajas frente a otras alternativas como los tipos de cambio o las paridades de poder de compra calculadas desde el lado del gasto en el *International Comparisons Project (ICP)*.

A su vez, los valores unitarios se obtienen dividiendo el valor de la producción por la cantidad. Tales valores unitarios pueden considerarse como un precio medio, esto es, un promedio a lo largo del año para todos los productores y para un grupo similar de productos. A continuación, se establece la correspondencia entre códigos de producto y se calcula el cociente de valores unitarios para cada par de países. Esta ratio representa el precio relativo de un producto

en los dos países. A partir de los cocientes de los distintos productos, se obtiene la *RVU* para cada sector y pareja de países. Aplicando el método Elteto-Koves-Szulc (EKS), pueden derivarse ratios de valor unitario multilaterales que permiten comparaciones multilaterales transitivas entre distintos países.

Dado que Scarpetta *et al.* (2000: 8) destacaron que la diferente posición de los países en el ciclo es una de las complicaciones inherentes en las comparaciones internacionales de los niveles de producción y del crecimiento económico a corto plazo, se decidió calcular el comportamiento tendencial por el procedimiento de Hodrick-Prescott. Posteriormente, el VAB se ajustó por *output gap* del sector manufacturero de cada país de forma que:

$$\hat{Y}_{ijt} = Y_{ijt} * \frac{Y_{mjt}^{trend}}{Y_{mjt}} \quad (A4)$$

donde $\hat{Y}_{ijt}$ = VAB ajustado por el ciclo del sector i del país j en el año t ; Y_{ijt} es el VAB del sector i del país j en el año t e Y_{mjt}^{trend} , el VAB tendencial de la manufactura del país j en el año t .

Input capital

En cuanto al capital físico, se tomaron los flujos de inversión de la base *STAN*²². Tales flujos se expresaron en unidades reales de 1997 y se convirtieron a dólares USA del citado año, utilizando la PPA de la for-

mación bruta de capital fijo de los distintos países calculada por la OCDE. Con estas cifras se calcularon los stocks acumulados de capital físico, aplicando el procedimiento de inventario permanente frecuentemente usado en la literatura empírica.

Concretamente, el stock inicial K_{ij0} se calculó como:

$$K_{ijt+1} = E_{ijt+1} + (1-\delta) K_{ijt} \quad (A5)$$

$$K_{ijt+1} = (1 + g_i) K_{ijt} \quad (A6)$$

de donde

$$K_{ij0} = (E_{ij0})/(g_i + \delta) \quad (A7)$$

siendo K_{ij0} , el stock de capital del sector i del país j en el año 0; E_{ij0} , la formación bruta de capital fijo del sector i del país j en el año 0; g_i , la tasa media anual acumulativa de crecimiento de la formación bruta de capital fijo del sector i del país j en el periodo estudiado (en los casos en los que $g_i < 0$, se consideró un $g_i = 0$); y δ , la tasa de depreciación del capital físico que se supuso del 10%, constante para todos los sectores y países. Para los años sucesivos se aplicó la fórmula:

$$K_{ijt} = K_{ijt-1} (1-\delta) + E_{ijt} \quad (A8)$$

Input trabajo

Finalmente, el factor trabajo se aproximó por el número de horas trabajadas en las ramas de la manufactura de los países analizados, información publicada por el *GGDC*.

Con las variables VAB ajustado por el ciclo, stock de capital físico y horas trabajadas, se calculó el índice de productividad de Mamquist según se explica en el epígrafe 2.1 así como sus dos componentes, el cambio técnico y la eficiencia. Adicionalmente, para proceder al cálculo de la

²² La procedencia de los datos es de suma importancia en el cálculo de los stocks de capital físico y, por tanto, de la *PTF*. Por ejemplo López-Pueyo *et al.* (2005) al trabajar con una antigua base de datos de Mas *et al.* (2003) y un deflactor común para el capital físico, calculan unos stocks de capital y unos índices de *PTF* para España muy diferentes de los que se obtienen en este artículo, en el que se han empleado nuevas estimaciones de capital público recogidas en Mas *et al.* (2005).

aproximación no frontera del índice de Törnqvist se estimó la participación de las rentas del trabajo, según proponen Harrigan (1999) y Scarpetta *et al.* (2000) para evitar la volatilidad y paliar los problemas de medición de la *PTF*. Para ello se partió de una función de valor añadido translogarítmica con rendimientos constantes a escala, productores minimizadores de costes y precio aceptantes en el mercado de inputs, de forma que la participación de las rentas del trabajo en el VAB puede igualarse por la elasticidad del output respecto al trabajo. De esta forma, para cada sector-país se estimó (por mínimos cuadrados ordinarios) la expresión:

$$s_{ijt} = \beta_{0ij} + \beta_1 \log\left(\frac{K_{ijt}}{L_{ijt}}\right) + \varepsilon_{ijt} \quad (A9)$$

B) Stocks tecnológicos²³

Para calcular el capital tecnológico propio de cada sector-país, R_{ijt}^{sd} se utilizó el método de inventario permanente habitualmente aplicado en la literatura, suponiendo una tasa de depreciación común del 5%²⁴. Los datos sobre los gastos en I+D empre-

sarial se tomaron de la base *ANBERD* de la OCDE. Inicialmente se utilizó la versión de 1997 que abarca el periodo 1973-1994, expresa el flujo en moneda nacional y clasifica las ramas productivas según la *ISIC Rev. 2*. Dichos datos se transformaron a *ISIC Rev. 3* y se deflactaron con el índice de precios del productor de manufacturas de la OCDE. Para algunos individuos no se dispuso de cifras del índice para los primeros años del estudio. En tal caso, se calculó la tasa de crecimiento del deflactor del PIB en *National Accounts. Main aggregates 1960-1997* de la OCDE, aplicando dicha tasa al deflactor de las manufacturas. A partir de 1995, los datos proceden de la nueva versión de *ANBERD* (2002).

El stock inicial, R_{ijt}^{sd} , viene dado por la expresión:

$$R_{ijt}^{sd} = R_{ijt+1-\theta} / (g_{ij} + \delta') \quad (A10)$$

donde $R_{ijt+1-\theta}$ representa el gasto real en I+D efectuado en el sector i de la nación j en el año $t+1-\theta$, siendo t el periodo inicial y θ la estructura de retardos que suponemos igual a 2, indicando que el retardo medio entre la realización de los gastos y la derivación de sus efectos es de 2 años; g es la tasa de crecimiento media anual de dichos gastos durante el periodo considerado y δ' la tasa de depreciación.

La estimación del stock tecnológico del sector para el primer año que se dispuso información (1974) fue, por tanto,

$$R_{ij1974}^{sd} = R_{ij1973} / (g_{ij} + \delta') \quad (A11)$$

Para el resto del periodo el stock tecnológico de cada sector i en el país j respondía a la expresión:

$$R_{ijt}^{sd} = R_{ijt+1-\theta} + (1 - \delta') R_{ijt-1}^{sd} \quad (A12)$$

²³ Para medir la tecnología pueden utilizarse tanto indicadores del output como de input, aunque por razones de disponibilidad de datos, la mayoría de los autores se decanta por indicadores de inputs como el gasto en I+D, sin medir su eficiencia. En la literatura empírica ha sido práctica habitual transformar los gastos tecnológicos en una medida de stock -sumando a lo largo del tiempo los gastos y aplicando una tasa de depreciación de los mismos (generalmente fija)- y relacionar tal medida con la productividad de empresas, sectores o países. Calculando el stock se desea reflejar que el conocimiento es acumulativo (no sólo importa el conocimiento desarrollado en un año concreto), aunque con el tiempo queda obsoleto (de ahí que se suponga una tasa de depreciación del conocimiento).

²⁴ Tasa usada en Coe y Helpman (1995). Se comprobó que los resultados empíricos apenas variaban utilizando tasas de depreciación de los stocks tecnológicos del 10% o el 15%.

Calculados los stocks sectoriales en términos reales y en moneda nacional, se expresaron en dólares de 1997 utilizando la PPA del PIB que publica la OCDE.

A partir de los stocks tecnológicos sectoriales, se calcularon diferentes agregaciones. Para aproximar los *spillovers* del propio sector procedentes de otros países se construyó la variable

$$R_{ijt}^{sf} = (\overline{M}_j / Y_j) \sum_{h \neq j} m_{iht} R_{iht}^{sd} \quad (A13)$$

donde R^{sf} es el stock de capital tecnológico foráneo del sector; $\overline{M}_j / Y_j$ es para cada país la media de las tasas de apertura en el período 1979-2001; m_{iht} representa el porcentaje de importaciones de productos clasificados en el sector i que proceden del país h y llegan al país j . Dicho porcentaje se calculó sobre un total que, a su vez, era el resultado de sumar las importaciones de productos del sector i que el país j efectúa del resto de países. Puesto que no se dispuso de datos de stock tecnológico inicial (base *ANBERD*) para todos los países con los que se comercia, al calcular ponderaciones el total se refiere sólo a los países para los que fue posible calcular el stock tecnológico propio: Austria, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Irlanda, Italia, Japón, Holanda, Noruega, España, Suecia, Reino Unido y Estados Unidos.

Es importante señalar que incorporando el promedio de las importaciones del país durante el periodo estudiado se soluciona una de las críticas que Lichtenberg y van Pottelsberghe de la Potterie (1998: 1486-1487) hicieron a la especificación de Coe y Helpman (1995). La crítica señalaba que si el grado de apertura de las importaciones de un país se introduce con distintos valores para cada año y R^{sf} se toma en forma de índice, la estimación MCO con las variables

expresadas en niveles y la estimación MCO con las variables expresadas en índices responden a distintas especificaciones, a menos que se introduzca el stock R^{sf} en niveles y un término aditivo, correspondiente a la mencionada medida de apertura²⁵. La variable propuesta en este trabajo -resultante de la interacción entre el grado de apertura (invariable al introducirse como promedio temporal) y el conocimiento tecnológico internacional- puede formar parte de un vector de cointegración junto con el resto de variables, ya que no puede rechazarse la existencia de una raíz unitaria de la misma²⁶.

Para medir las externalidades tecnológicas intersectoriales, tanto nacionales como internacionales, se construyó la variable R^o calculada como suma del stock tecnológico de otros sectores nacionales (R^{od}) y del stock tecnológico de otros sectores foráneos (R^{of}). Se consideró que los sectores susceptibles de generar un mayor grado de externalidades son los de Maquinaria y bienes de equipo (códigos 29 a 33 *ISIC Rev. 3*) y que el flujo de conocimientos que recibe un sector es mayor cuanto más compras de tales bienes haga en proporción a su producción²⁷.

²⁵ Lichtenberg y van Pottelsberghe de la Potterie (1998) también criticaban las ponderaciones (porcentaje de comercio bilateral) utilizadas para construir R^{sf} , ya que esta variable no resultaba invariable a posibles agregaciones de países. Por ello proponían construir R^{sf} ponderando los stocks foráneos por la fracción del output del país emisor exportada al país receptor. Edmond (2001), sin embargo, demostró que esta variable no tenía raíz unitaria y, por lo tanto, no era susceptible de formar un vector cointegrado con el resto de variables.

²⁶ También se probó con el grado de apertura medido por el cociente entre las importaciones de bienes y servicios y el producto interior bruto, obteniendo resultados ligeramente peores.

²⁷ Estas dos últimas variables se tomaron para un único periodo comprendido entre 1985 y 1995, según las tablas input-output disponibles para los distintos países.

Las externalidades intersectoriales intranacionales se midieron con la variable:

$$R_{ijt}^{od} = \sum_{\substack{k=29 \\ k \neq i}}^{33} R_{kjt}^{sd} \frac{w_{ikt}}{Y_{ijt}} \quad (A14)$$

donde R_{ijt}^{od} es el stock tecnológico de otros sectores nacionales k distintos de i ; R_{kjt}^{sd} es el stock tecnológico propio del sector k ; w_{ikt} , las compras nacionales que el sector i hace del sector k (según las tablas input-output); e Y_{ijt} , el output del sector i (según la STAN).

Para construir la variable R_{ijt}^{of} , se supuso que las externalidades son mayores cuanto más importaciones de maquinaria y bienes de equipo realiza un sector en proporción a su producción. Asimismo, son mayores en tanto en cuanto provengan de países con elevado stock tecnológico. Por ello, el stock

propio en los sectores de Maquinaria y equipo de cada uno de los países susceptibles de generar externalidades tecnológicas se ponderó por las importaciones que el país receptor hace del país emisor. De esta forma, las externalidades intersectoriales internacionales se miden con:

$$R_{ijt}^{of} = \sum_{\substack{k=29 \\ k \neq i}}^{33} \sum_{h \neq j} R_{kht}^{sd} m_{kht} \frac{M_{ikt}^F}{Y_{ijt}} \quad (A15)$$

donde R_{ijt}^{of} es el stock tecnológico de otros sectores extranjeros k distintos de i ; R_{kht}^{sd} , el stock tecnológico propio del sector k país h ; m_{kht} , las importaciones de bienes k que el país j hace del país h (según la *BTD*)²⁸; M_{ikt}^F , las importaciones de otros países que el sector i hace del sector k (según las tablas input-output); e Y_{ijt} , el output del sector i (según la STAN).

²⁸ Se tomó el promedio del periodo 1979-2001.

Anexo 2

CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA Y COINTEGRACIÓN

Cuadro A1

Contraste de la presencia de una raíz unitaria

Variable	CIPS	CIPS*	Decisión
<i>log ICT</i>	-1,820	-1,820	I(1)
<i>log EFI</i>	-2,611	-2,611	I(1)
<i>log R^{sd}</i>	-0,566	-0,650	I(1)
<i>log R^o</i>	-1,504	-1,536	I(1)
<i>log R^{sf}</i>	-0,677	-0,709	I(1)

Nota: Contraste desarrollado por Pesaran (2007).

Fuente: Elaboración propia.

427

Cuadro A2

Contrastes de cointegración

Ecuaciones	TN1-rho	Decision	TN2-rho	Decision
(14)	-16,944	coint	-16,554	coint
(15)	-55,111	coint	-53,844	Coint

Nota: Contraste desarrollado por Pedroni (1995).

Fuente: Elaboración propia.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABRAMOVITZ, M. (1956): «Resource and output trends in the United States since 1870», *American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol.46, 2: 5-23.
- AGHION, P. Y HOWITT, P. (1998): *Endogenous Growth Theory*, MIT press, Cambridge, Massachusetts.
- AGUAYO, E., EXPÓSITO, P., RODRÍGUEZ, X.A. Y VÁZQUEZ, E. (2000): «Human capital and other factors of the Total Factor Productivity in the Spanish regions», *Working Paper Series Economic Development*, 45.
- BARRO, R.J. Y SALA I MARTIN, X. (1992): «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100: 223-251.
- 1995: *Economic Growth*, McGrawHill, New York.
- BASU, S. Y FERNALD, J. G. (2001): «Why is Productivity Procyclical? Why Do We Care?» en HULTEN C., DEAN, E. Y HARPER, M. (eds.) *New Development in Productivity Analysis*, University of Chicago Press, Chicago.
- BRACONIER, H. Y SJÖHOLM, F. (1998): «National and international spillovers from R&D: comparing a neoclassical and an endogenous growth approach», *Weltwirtschaftliches Archiv*, 134, 4: 638-663.
- BRETON, T.R. (2004): «Can institutions or education explain world poverty? an augmented Solow model provides some insights», *Journal of Socio-Economics*, 33: 45-69.
- CAVES, D.W.; CHRISTENSEN, L.R. Y DIEWERT, W.E. (1982): «Multilateral comparisons of output, input and productivity using superlative index numbers», *Economic Journal*, 92: 73-86.
- CHARNES, A.; COOPER, W. Y RHODES, E. (1978): «Measuring the efficiency of decision-making units», *European Journal of Operational Research*, 2: 429-444.
- CHIANG, M.H. Y KAO, C. (2002): *Non stationary Panel Time Series Using NPT 1.3- A User Guide*. Center for Policy Research of Syracuse University, Syracuse.
- COE, D. Y HELPMAN, E. (1995): «International R&D spillovers», *European Economic Review*, 39, 5: 859-87.
- COELLI, T.; PRASADA RAO, D.S. Y BATTESE, G.E. (2003): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- CONWAY, P.; DE ROSA, D.; NICOLETTI G. Y STEINER, F. (2006): «Regulation, Competition and Productivity convergence». *Economics Department OECD Working papers*, 509.
- EASTERLY, W. Y LEVINE, R. (2002): «It's not factor accumulation: stylized facts and growth models», *World Bank Economic Review*, 15: 177-219.
- EDMOND, C. (2001): «Some Panel Cointegration Models of International R&D Spillovers», *Journal of Macroeconomics*, 23, 1: 241-260.
- EVANS, P. (1996): «Using cross-country variances to evaluate growth theories», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 20: 1027-49.
- FÄRE, R. Y GROSSKOPF, S. (1996): *Intertemporal Production Frontiers: with dynamic DEA*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S. Y LOVELL, C.A.K. (1994): «Productivity developments in Swedish hospitals: a Malmquist output index approach», en CHARNES, A., COOPER, W.W; LEWIN, A. Y SEIFORD L. (eds.): *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Applications*. Kluwer Academic Publishers, Boston.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF Y ROOS, P. (1998): «Malmquist productivity indexes: a survey of theory and practice», en FÄRE R., GROSSKOPFS, S. Y RUSSELL, R. R. (eds.), *Index Numbers: Essays in Honour of Sten Malmquist*, Kluwer Academic Publishers, Boston/London/Dordrecht.
- FARRELL, M.J. (1957): «The measurement of productivity efficiency», *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 120: 253-90.
- FRANTZEN, D. (2001): «R&D intersectoral and international knowledge spillovers and human capital: an empirical investigation», *Economia Internazionale*, 53: 487-505.
- GRILICHES, Z. (1958): «Research costs and social returns: hybrid corn and related innovations», *Journal of Political Economy*, 66: 419-31.
- GRILICHES, Z. Y JORGENSON, D.W. (1966): «Sources of measured productivity change: capital input», *American Economic Review*, 56, 1: 50-61.
- GRONINGEN GROWTH AND DEVELOPMENT CENTRE (2008a): *Industry Labour Productivity Database*, Groningen. <http://www.ggdc.net/index-dseries.html>.
- 2008b: *Manufacturing Productivity and Unit Labour Cost Database*, Groningen. <http://www.ggdc.net/dseries/mpulc.shtml>.
- 2008c: *International Comparisons of Output and Productivity*, Groningen. <http://www.ggdc.net/icop.html>.
- 2008d: *60-Industry Database*, Groningen. <http://www.ggdc.net/icop.html>.

- GROSSMAN, G. Y HELPMAN, E. (1991): *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- HA, J. Y HOWITT, P. (2006): *Accounting for trends in productivity and R&D: a Schumpeterian critique of Semi-Endogenous Growth Theory*, Documento de trabajo, Universidad de Brown.
- HARRIGAN, J. (1999): *Cross-Country Comparisons of Industry Total Factor Productivity: Theory and Evidence*, Federal Research Bank of New York Research Paper, 9734.
- HOWITT, P. (1999): «Steady endogenous growth with population and R&D inputs growing», *Journal of Political Economy*, 107: 715-730.
- 2000: «Endogenous growth and cross-country income differences», *American Economic Review*, 90: 829-846.
- HOWITT, P. Y MAYER-FOULKES, D. (2005): «R&D, Implementation, and Stagnation: a Schumpeterian Theory of convergence clubs», *Journal of Money, Credit and Banking*, 37: 147-77.
- HULTEN, C.R. (1986): «Productivity change, capacity utilization, and the sources of efficiency growth», *The Journal of Econometrics*, 33 (October/November): 31-50.
- IM, K.S.; PESARAN, M.H. Y SHIM, Y. (2003): «Testing for unit roots in heterogeneous panels», *Journal of Econometrics*, 115, 1: 53-74.
- JONES, C.I. (1995): «R&D-based models of economic growth», *Journal of Political Economy*, 103: 759-784.
- KELLER, W. (2002): «Trade and the Transmission of Technology», *Journal of Economic Growth*, 7: 5-24.
- KLENOW, P.J. Y RODRÍGUEZ CLARE, A. (1997): «The Neoclassical revival in growth economics: has it gone too far?», *NBER Macroeconomics Manual 1997*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- KORTUM, S. (1997): «Research, patenting, and technological change», *Econometrica*, 65: 1389-1419.
- KRÜGER, J.J.; CANTNER, U. Y HANUSCH, H. (2000): «Total factor productivity, the east Asian miracle, and the world production frontier», *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol.1361, 1: 111-36.
- LEE, J. Y. Y KIM, J.W. (2006): «Total Factor Productivity and R&D capital in manufacturing industries», *East-West Centre Working Papers*, Honolulu, Hawaii.
- LICHTENBERG, F. Y VAN POTTELSBERGUE DE LA POTTERIE, B. (1998): «International R&D spillovers: a comment», *European Economic Review*, vol. 42, 8: 1483-91.
- LIPSEY, R.O. Y CARLAW, K.I. (2004): «Total Factor Productivity and the measurement of technical change», *Canadian Journal of Economics*, 37, 4: 1118-1150.
- LÓPEZ-PUEYO, C.; SANAÚ, J. Y BARCENILLA, S. (2005): *Externalidades tecnológicas internacionales y productividad de la manufactura: un análisis sectorial*, Documento de Trabajo 2005-02; Universidad de Zaragoza. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales (accesible en <http://www.dteconz.unizar.es/DT2005-02.pdf>).
- 2009: «International technological spillovers from ICT-producing manufacturing industries: a panel data analysis», *International Review of Applied Economics*, 23 (2).
- LUCAS, R.E. (1988): «On the mechanics of economic development», *Journal of Monetary Economics*, 22: 3-42.
- MADSEN, J.B. (2006): «Are there diminishing returns to R&D?», *EPRU Working Paper*, 06-05, Universidad de Copenhague.
- MAS, M.; PÉREZ, F. Y URIEL, E. (2003): *El stock de capital en España y su distribución territorial (1964-2000)*. Bilbao, Fundación BBVA.
- 2005: *El stock y los servicios de capital en España (1964-2002)*. Nueva metodología, Bilbao, Fundación BBVA.
- MAUDOS, J.; PASTOR, J.M. Y SERRANO, L. (1998): «Convergencia en las regiones españolas: cambio técnico, eficiencia y productividad», *Revista Española de Economía*, 15 (2): 235-264.
- MOHNEN, P. (2001): «International R&D spillovers and economic growth», en POHJOLA, M. (ed.) *Information Technology, Productivity and Economic Growth: International Evidence*, Oxford University Press: 50-71.
- NELSON, R.P. Y PHELPS, E.S. (1966): «Investment in humans, technological diffusion, and economic growth», *American Economic Review*, 56, 2: 69-75.
- NICOLETTI, G. Y SCARPETTA, S. (2005): «Regulation and Economic Performance: Product Market Reforms and Productivity in the OECD», *Economics Department OECD Working Papers*, 460.
- O'MAHONY, M. Y VAN ARK, B. (2003): *EU productivity and competitiveness: an industry perspective. Can Europe resume the catching up process?*, Report to the European Commission, National Institute for Economic and Social Research.
- OCDE (1998): *Purchasing Power Parities and Real Expenditures*. 1996 Results, París.
- 1999: *National Accounts. Main aggregates 1960-1997*, París, OCDE.
- 2001: *Measuring Productivity*, OECD Manual.
- 2003: *Sources of Economic Growth*, París.

- 2008a: *Structural Analysis (STAN) Database, Paris*, http://www.oecd.org/document/62/0,3343,en_2649_34445_40696318_1_1_1_37461,00.html.
- 2008b: *Analytical Business Enterprise Research and Development (ANBERD)*, París, http://www.oecd.org/document/17/0,3343,en_2649_34451_1822033_1_1_1_1,00.html.
- PEDRONI, P. (1995): «Panel Cointegration analysis: asymptotic and finite sample properties of pooled time series test with and application to the PPP hypothesis». *Indiana University Working Paper Series in Economics*, 95-103.
- PERELMAN, S. (1995): «R&D, technological progress and efficiency change in industrial activities», *Review of Income and Wealth*, 41, 3: 349-66.
- PESARAN, M.H. (2007): «A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence», *Journal of Applied Econometrics*, 22: 265-312.
- PHILLIPS, P.C.B. (1995): «Fully modified least squares and vector autorregresion», *Econometrica*, 59: 1023-78.
- ROMER, P. (1986): «Increasing returns and long-run growth», *Journal of Political Economy*, 94: 1002-1037.
- SALINAS JIMÉNEZ, M.M. (2003): «Efficiency and Total Factor Productivity in the Spanish regions: the role of human and public capital», *Growth and Change*, vol. 34, 2: 157-174.
- SANAÚ, J.; BARCENILLA, S. Y LÓPEZ-PUEYO, C. (2006): «Productividad total de los factores y capital tecnológico: un análisis comparado», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, 829: 145-163.
- SCARPETTA, S.; HEMMINGS, P.; TRESSEL, T. Y WOO, J. (2002): *The role of policy and institutions for productivity and firm dynamics: evidence from micro and industry data*. OECD Economics Department Working paper, 329.
- SCARPETTA, S.; PILAT, A. Y SCHREYER, P. (2000): «Economic growth in the OECD area: recent trends at the aggregate and sectoral level». *OECD Economics Department Working Paper*, 248.
- SEGERSTROM, P.S. (1998): «Endogenous growth without scale effects», *American Economic Review*, 88: 1290-1310.
- SHEPARD, R.W. (1970): *The Theory of Cost and Production Functions*. Princeton University. Princeton, NJ.
- SOLOW, R. (1957): «Technical change and the aggregate production function», *Review of Economics and Statistics*, 39: 312-20.
- STOCK, J. Y WATSON, M. (1993): «A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems», *Econometrica*, 61: 783-820.
- TINBERGEN, J. (1942): «Zur Theorie der langfristigen Wirtschaftsentwicklung». *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 55, 1: 511-49.