

**DESCOMPOSICIÓN DEL CRECIMIENTO DE LA
PRODUCTIVIDAD. UNA APLICACIÓN A LAS REGIONES
ESPAÑOLAS**

Antonio Álvarez Pinilla

Universidad de Oviedo, Oviedo (alvarez@correo.uniovi.es)

Luis Orea Sánchez

Universidad de Oviedo, Oviedo (lorea@correo.uniovi.es)

Resumen

En el presente trabajo se calcula y descompone la productividad total de los factores de las regiones españolas en el período 1980-1995, a partir de la estimación de una frontera de producción estocástica. La principal aportación de este trabajo es la estimación de un modelo que combina dos enfoques utilizados ampliamente en la literatura empírica que se ocupa del análisis de la productividad, a saber: los modelos de efectos fijos y los modelos frontera. Este modelo permite resolver, aunque parcialmente, la cuestión planteada por De la Fuente acerca de si es mejor el uso de funciones medias o frontera para la estimación de la productividad regional.

JEL: D24, O18, R11

Keywords: Productividad regional, Frontera estocástica

1. Introducción

Aunque el campo habitual del estudio de la productividad es la empresa, también existe en la literatura un gran interés en analizar el crecimiento de la productividad a nivel regional. Los primeros estudios sobre productividad regional se remontan a los 70 (ver Aaberg, 1973), por lo que existe una abundante literatura, que ha sido parcialmente resumida por Gerking (1994).

En este trabajo se calcula y descompone la productividad total de los factores para las regiones españolas en el período 1980-1995, a partir de la estimación de una frontera de producción estocástica. De la Fuente (1998) ha cuestionado la utilización de fronteras estocásticas al exponer que “[algunos trabajos] suponen que las regiones difieren en su nivel de eficiencia X pero tienen acceso a una tecnología común en cada momento del tiempo [...] La alternativa más común en la literatura es la opuesta: se supone que las diferencias de eficiencia entre regiones son poco significativas e incorreladas con otras variables explicativas (lo que permite subsumirlas en el término de error) y se permiten diferencias de nivel entre las distintas funciones de producción regionales que se interpretan como indicadores del nivel de desarrollo tecnológico de cada economía.” Con el fin de abordar este problema, el modelo empírico que aquí se estima es una función frontera estocástica que se diferencia de los modelos habituales en la incorporación de efectos individuales en la parte determinística. La realización de contrastes acerca de la (falta de) significatividad de los efectos individuales y/o de la existencia de un término aleatorio de una sola cola permite saber si es mejor el uso de funciones medias o frontera para la estimación de la productividad regional. De esta manera puede saberse si la cuestión planteada por De la Fuente es acertada o no.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se expone el concepto de productividad total de los factores así como su descomposición. En la sección 3 se estima la frontera estocástica y se realiza la descomposición de la PTF para las regiones españolas. Finalmente, se presentan unas conclusiones.

2. Medida y descomposición de la PTF

En esta sección se desarrolla la medida de la productividad, así como su descomposición.¹ Una de las formas más habituales de medir la productividad consiste en la utilización de números índices. Así, frecuentemente se suele comparar el nivel de producción con la cantidad empleada de trabajo. Sin embargo, éste es un índice de productividad “parcial” en el sentido de que ignora la contribución de otros factores involucrados en el proceso productivo. Este problema se ha intentado superar a través del concepto de Productividad Total de los Factores (PTF), el cual se puede definir como el cociente entre una medida agregada de outputs (Y) y una medida agregada de inputs (X):

$$PTF = \frac{Y}{X} = \frac{Y(y_1, y_2, \dots, y_m)}{X(x_1, x_2, \dots, x_n)} \quad (1)$$

En el caso más sencillo en el que sólo hay un input y un output, la PTF coincide con la productividad media del factor.

$$PTF = \frac{y}{x} \quad (2)$$

Tomando logaritmos neperianos en (2) y derivando con respecto al tiempo, se puede escribir la tasa de crecimiento de la productividad como sigue:

$$PTF = \dot{y} - \dot{x} \quad (3)$$

donde un punto sobre una variable indica una tasa de crecimiento.

De acuerdo con esto, el crecimiento de la productividad viene medido por la diferencia entre las tasas de crecimiento de los outputs y los inputs. El objetivo de la literatura empírica en este campo es estudiar la evolución de la productividad y, en la medida de lo posible, descomponer el crecimiento del output en tres efectos: el cambio tecnológico, el cambio en la eficiencia y el cambio en la escala.

¹ Diewert (1996) expone los fundamentos teóricos de la medición de la productividad. El artículo de Nadiri (1970) resume los primeros avances en este campo.

La medición, sin embargo, de la PTF a través de números índices tiene el inconveniente de que no proporciona una descomposición del cambio en la productividad. Una forma alternativa de calcular la PTF consiste en estimar económicamente una función de producción (costes) para luego construir el cambio en la productividad a partir de sus distintos componentes.²

A continuación se describe el cálculo de la productividad total de los factores usando métodos econométricos y una aproximación primal.³ Se parte de una función de producción que incorpora el cambio técnico de una manera general:

$$y = f(x_1, \dots, x_n, t) \quad (4)$$

Tomando logaritmos, derivando con respecto al tiempo y operando, se obtiene:

$$\dot{y} = \sum_{j=1}^n e_j \dot{x}_j + CT \quad (5)$$

donde e_j es la elasticidad-output del input j y $CT = \partial \ln f / \partial t$ indica el cambio técnico. De acuerdo con esto, si las elasticidades fueran directamente observables, el cambio técnico se puede obtener de forma residual (al estilo de Solow) como:

$$CT = \dot{y} - \sum_{j=1}^n e_j \dot{x}_j \quad (6)$$

Solow (1957) estimó el cambio técnico neutral usando la anterior ecuación, aunque de una manera indirecta. Bajo el supuesto de que se cumplen las condiciones de primer orden para la maximización del beneficio, la productividad marginal de un factor es igual al precio real de ese factor. Entonces, si los factores son retribuidos por sus productividades marginales, las elasticidades de producción son igual a las participaciones de los factores sobre el producto total. Es decir:

² A parte de la influencia del ruido estadístico a la hora de construir o calcular la PTF, ambas aproximaciones a la medición de la productividad dan el mismo resultado.

³ Una buena descripción de la descomposición de la productividad a partir de la función de costes puede verse en Orea (2000).

$$e_j = \frac{\partial y}{\partial x_j} \frac{x_j}{y} = \frac{p_j}{p_y} \frac{x_j}{y} \quad (7)$$

Bajo las condiciones anteriores se puede, por tanto, reemplazar en (8) las elasticidades de producción por las participaciones observadas de los inputs y obtener una estimación de la contribución del cambio técnico al crecimiento del output. Usando datos agregados de la economía norteamericana para los años 1909-49, Solow obtuvo una tasa de cambio tecnológico de un 1,5% anual.

El crecimiento del output no explicado por el crecimiento de los inputs de la expresión (6) no se puede interpretar estrictamente como un índice de PTF, ya que mientras que un índice de PTF recoge, además del efecto del cambio tecnológico, la influencia de cambios en el tamaño cuando existen rendimientos no constantes a escala, el lado de la derecha de la expresión (6) obviamente sólo tiene en cuenta el cambio tecnológico.

Para que se pueda interpretar como un índice de PTF, las ponderaciones que reciben los inputs deberían sumar la unidad. Para ello es preciso modificar el índice de productividad de la ecuación (6), dividiendo la ponderación que recibe cada input por la elasticidad de escala de la función de producción. Esto es:

$$e = \sum_{j=1}^n e_j \Rightarrow \sum_{j=1}^n \frac{e_j}{e} = 1 \quad (8)$$

Después de alguna modificación se obtiene la siguiente descomposición de la productividad:

$$PTF = \dot{y} - \sum_{j=1}^n \frac{e_j}{e} \dot{x}_j = CT + (e - 1) \sum_{j=1}^n \frac{e_j}{e} \dot{x}_j \quad (9)$$

El segundo sumando mide el cambio de escala, que recoge el efecto que tiene el cambio de tamaño sobre la productividad. Evidentemente, si hay rendimientos constantes a escala, la elasticidad de escala es igual a la unidad ($e=1$), por lo que el segundo término se anula. La descomposición de la productividad en cambio técnico y cambio de escala fue estimada por Denny, Fuss y Waverman (1981).

El siguiente paso es considerar la posibilidad de que haya cambios en la eficiencia de las unidades productivas.⁴ Para ello partimos de la definición habitual del índice de eficiencia técnica (orientado a los outputs) de Farrell, que se define como el cociente, dados los inputs utilizados, entre el output observado (y) y el potencial (y^*):

$$E = \frac{y}{y^*} \Rightarrow \ln E = \ln y - \ln y^* \quad (10)$$

Derivando con respecto al tiempo, se tiene que el cambio en la eficiencia es la diferencia entre el cambio en el output observado y en el output potencial:

$$\dot{E} = \dot{y} - \dot{y}^* \Rightarrow \dot{y} = \dot{y}^* + \dot{E} \quad (11)$$

Teniendo en cuenta que el output en la ecuación (9) era en realidad el output potencial, ya que no se estaba considerando la existencia de ineficiencia, se puede aumentar la definición de cambio en la PTF para incluir el cambio en la ineficiencia, como sigue:

$$PTF = CT + (e - 1) \sum_{j=1}^n \frac{e_j}{e} x_j + \dot{E} \quad (12)$$

Por tanto, una vez estimada una frontera de producción y calculados los tres componentes de la productividad, el cambio en la PTF se obtiene sumándolos.⁵

3. Descomposición de la PTF de las CC. AA. españolas

En España son varios los trabajos que han estudiado la productividad regional. Prior (1990), usando datos de las CC.AA. entre 1981 y 1985, calcula la tasa de variación de la PTF en el sector industrial y la descompone en cambio técnico y cambio en la eficiencia. La frontera eficiente se determina por técnicas

⁴ El trabajo de Nishimizu y Page (1982) fue el primero en incorporar explícitamente los cambios en la eficiencia a la medición de la productividad, aunque ignorando el cambio de escala.

⁵ Es importante destacar que estos componentes de la productividad no permiten una explicación de sus causas últimas. Es decir, detrás de estos componentes hay una serie de variables (gasto en I+D, dotaciones de capital público, inversión en capital humano,...) que son los verdaderos motores del cambio en la productividad.

no-paramétricas (DEA). Los resultados obtenidos muestran unas diferencias muy grandes entre las distintas regiones. Así, por ejemplo, la productividad crece en Cantabria un 13% anual, mientras que hay varias regiones con crecimiento nulo. Casi todo el crecimiento se debe al cambio técnico, que debido a la técnica empleada es específico para cada región.

Gumbau y Maudos (1996) estiman el cambio en la PTF para los sectores productivos de las CC. AA. Españolas durante el período 1980-1991. Entre los resultados cabe destacar la importancia que tiene el cambio técnico (con la excepción del sector servicios). El crecimiento de la PTF más importante se da en el sector energético y en el de la construcción. Desde el punto de vista regional, no hay ninguna región con crecimientos importantes en todos los sectores. Destacan Cantabria, que es la región con mayor crecimiento en industria y en servicios, Baleares, que es la segunda en industria y en energía, mientras que Murcia es la segunda en agricultura y en construcción.

Maudos, Pastor y Serrano (1998) estudian la convergencia en PTF de las regiones españolas durante el período 1964-1991. El cambio en la PTF lo calculan a partir de índices de Malmquist obtenidos por DEA, encontrando un crecimiento medio anual del 2,25%. Las regiones con mayor crecimiento de la PTF son Aragón, Navarra, Asturias, Baleares y Cantabria. El componente más importante es el cambio técnico, aunque en el período 1985-1991 el cambio en la eficiencia se vuelve ligeramente más importante que el cambio técnico.

Las grandes diferencias entre los trabajos reseñados (distinta metodología, períodos diferentes,...) hacen muy difícil poder realizar comparaciones para extraer conclusiones comunes.

3.1. Los datos

Para la estimación del modelo empírico se dispone de datos de panel para las 17 CC.AA. españolas para el período 1980 -1995. La definición y las unidades de medida de las variables utilizadas se explican a continuación.

En cuanto a la variable dependiente el nivel de producción se ha medido usando el valor añadido bruto (VAB) a precios de mercado, en millones de pesetas de 1986, procediendo los datos de las series de Cordero y Gayoso (1996).

Dos son los inputs considerados: capital y trabajo. El capital privado proviene del trabajo del IVIE “El stock de capital en España y su distribución territorial”, medido en millones de pesetas de 1986, al que se resta el capital residencial para utilizar sólo el capital privado productivo. Asimismo, de cara a considerar el capital efectivamente utilizado en la producción, se multiplica el stock de capital por el índice de utilización de la capacidad productiva que estima el INE (común para todas las regiones). De esta manera se espera controlar por posibles efectos cíclicos. Respecto al trabajo, el nivel de empleo procede del trabajo del IVIE “Capital Humano, series históricas 1964-2001”.

Finalmente se incluye como variable explicativa, un Índice de especialización con el fin de modelizar las diferencias existentes en la estructura productiva de las Comunidades Autónomas. En concreto, se propone usar un índice de especialización productiva (IE) que, basándose en un índice de Herfindahl, se define como el sumatorio de las diferencias al cuadrado del peso relativo del valor añadido bruto en cada sector en una región, respecto al peso del valor añadido bruto de ese mismo sector sobre el total nacional. Esto es:

$$IE_i = \sum_{j=1}^5 \left(\frac{VAB_{ji}}{VAB_i} - \frac{VAB_{jN}}{VAB_N} \right)^2 \quad (13)$$

donde j es un subíndice de sector (agricultura, industria, energía, construcción y servicios); i representa la Comunidad Autónoma; y N indica que el valor se refiere a toda España. Este índice toma el valor cero cuando la estructura productiva de la Comunidad Autónoma es igual a la media nacional y es creciente con el nivel de especialización.

3.2. El modelo empírico

En este trabajo se parte de una función frontera estocástica (Aigner, Lovell y Schmidt, 1977). La forma funcional empleada es la Cobb Douglas y se supone que el cambio técnico es neutral en el sentido de Hicks.

$$\ln y_{it} = \alpha + \sum_j \beta_j \ln x_{jit} + \delta_t t + \frac{1}{2} \delta_{tt} t^2 + v_{it} - u_{it} \quad (14)$$

donde y_{it} es la producción de la región i en el año t , X son los dos inputs (capital y trabajo y t es una tendencia. El término de error está compuesto por dos perturbaciones aleatorias: v es una perturbación aleatoria simétrica que recoge el ruido estadístico y se supone que se distribuye como una $N(0, \sigma^2)$; por su parte, u es una perturbación aleatoria no negativa que recoge la ineficiencia técnica y que se supone que sigue una distribución semi-normal, es decir $u \sim |N(0, \sigma^2)|$.

Para que la eficiencia varíe en el tiempo se puede usar varios modelos alternativos. Una posibilidad es estimar un modelo “pool”, es decir, sin considerar realmente la existencia de datos de panel. El problema de esta opción es que los estimadores no son consistentes en el probable caso de que la ineficiencia está correlacionada con alguna variable explicativa. Una segunda estrategia es modelizar el patrón de variación temporal de la ineficiencia. Los trabajos más conocidos que siguen esta alternativa son los de Kumbhakar (1990) o Battese y Coelli (1992). Sin embargo, estos modelos imponen demasiada estructura en el patrón de variación temporal de la eficiencia (aumenta o disminuye para todas las empresas). Un modelo más flexible es el propuesto por Cornwell, Schmidt y Sickles (1990), los cuales sugieren modelizar el término independiente permitiendo que varíe entre individuos y a lo largo del tiempo. En este tipo de modelos, sin embargo, la separación entre cambio tecnológico y cambios en la eficiencia es algo arbitraria (Lovell, 1996).

En este trabajo hemos optado por una solución diferente. En nuestra modelización hemos distinguido el término de ineficiencia de otros componentes que en la literatura de panel se han denominado “heterogeneidad inobservable”. Así, hemos incluido efectos individuales de región (como coeficientes de variables ficticias de región), los cuales van a recoger aquellas características específicas

de la región (invariantes en el tiempo) que afecten a la producción regional. Por ejemplo, la localización de la región, la existencia de recursos naturales, la climatología, son factores cuya variabilidad temporal es muy pequeña o nula. Por otra parte, hemos incluido también como variable explicativa el índice de especialización definido en la sección anterior para controlar por el efecto del cambio en la estructura productiva de las regiones. De esta manera se espera controlar por una parte importante de la “heterogeneidad inobservable” variante en el tiempo. Por tanto, el modelo a estimar es el siguiente:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + \sum_j \beta_j \ln x_{jit} + \gamma \ln z_{it} + \delta_t t + \frac{1}{2} \delta_{tt} t^2 + v_{it} - u_{it} \quad (15)$$

donde los α_i son efectos fijos regionales y Z es el índice de especialización.

Este modelo, que fue sugerido por Kumbhakar y Hjalmarsson (1993) difiere de las habituales fronteras estocásticas en que combina efectos individuales con una especificación de error compuesto. Puesto que hemos incluido una variable explicativa adicional (el índice de especialización), el cambio de la productividad se obtiene añadiendo el efecto de dicha variable a la expresión (12). Es decir:

$$PTF = \left[CT + (e - 1) \sum_{j=1}^n \frac{e_j}{e} x_j + \dot{E} \right] + e_z z \quad (16)$$

Por tanto el cambio en la PTF puede descomponerse en cambio técnico, cambio de escala, cambio en la eficiencia técnica y cambio en la especialización productiva regional. La aplicación en la práctica de esta descomposición exige utilizar una aproximación discreta, dado que viene expresada en términos continuos. Teniendo en cuenta que la función de producción es Cobb-Douglas, los componentes del crecimiento de la PTF se calculan de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} CT &\cong \delta_t + \delta_{tt} t \\ (e - 1) \cdot \sum_{j=1}^n \frac{e_j}{e} x_j &\cong (\beta - 1) \cdot \sum_{j=1}^n \frac{\beta_j}{\beta} (\ln x_{jit} - \ln x_{jit-1}) \quad ; \quad \beta = \sum_j \beta_j \\ e_z z_{it} &\cong \gamma (\ln z_{it} - \ln z_{it-1}) \\ \dot{E} = \ln E_{it} - \ln E_{it-1} &= -(\hat{u}_{it} - \hat{u}_{it-1}) \end{aligned} \quad (17)$$

El cambio técnico se calcula evaluando la derivada continua de la función de producción en el período t , mientras que los otros tres componentes se aproximan a través de cambios discretos, es decir, tomando diferencias entre dos periodos consecutivos. El cambio en la productividad se puede medir entonces agregando los distintos componentes que aparecen en (17).

3.3. Estimación y resultados

La función de producción frontera estocástica en (17) se estima por máxima verosimilitud.⁶ Los resultados aparecen en la tabla 1.

Tabla 1. Estimación de la función frontera estocástica

<i>Variable</i>	<i>Parámetro</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>t-ratio</i>
Capital	β_1	0.1241	17.93
Trabajo	β_2	0.8793	371.0
Índice de especialización	γ	0.0740	92.08
Tendencia	δ_t	0.0309	24.62
Tendencia al cuadrado	δ_{tt}	-0.0014	-10.82
σ_u / σ_v	λ	12.31	14.73
	σ_v	25.20	139.5

Los coeficientes estimados son todos significativos al 1% y tienen los signos esperados. No se puede rechazar la hipótesis nula de que hay rendimientos constantes a escala. El valor positivo encontrado para el coeficiente del índice de especialización se puede interpretar como evidencia de que una mayor especialización productiva contribuye positivamente a la producción regional.⁷ Existe cambio técnico neutral, aunque su efecto se va reduciendo a medida que pasa el tiempo. El valor del parámetro λ , que es igual al cociente de la desviación típica de la ineficiencia entre la del ruido aleatorio, puede interpretarse como que la ineficiencia es más importante que el ruido puramente aleatorio.

⁶ Las estimaciones fueron realizadas con Limdep 8.0.

⁷ Nadiri (1970) indica que si el cambio en la productividad no es igual en todos los sectores puede también provocar cambios en la estructura productiva. En este caso, el índice de especialización sería endógeno, lo que requiere un tratamiento econométrico específico.

En la Tabla 2 puede verse el cambio medio en la PTF durante todo el período muestral y en tres subperíodos de cinco años cada uno.

Tabla 2. Cambio en la PTF por CC. AA. en distintos períodos (en %)

	1980 - 1995	1981 - 1985	1986 - 1990	1991 - 1995
Andalucía	1.17	2.05	0.32	1.14
Aragón	2.19	4.01	1.01	1.55
Asturias	1.95	2.26	0.65	2.95
Baleares	1.22	3.69	-0.40	0.39
Canarias	2.18	5.64	1.03	-0.11
Cantabria	2.61	2.47	3.20	2.15
Castilla-La Mancha	1.73	1.21	1.80	2.19
Castila y León	2.14	2.91	-0.01	3.52
Cataluña	1.63	2.55	0.41	1.91
Extremadura	2.61	5.13	0.31	2.40
Galicia	1.84	0.20	2.38	2.95
La Rioja	2.67	6.21	-1.80	3.60
Madrid	1.56	2.78	0.87	1.03
Murcia	0.88	0.80	1.20	0.64
Navarra	1.56	2.49	1.49	0.70
País Vasco	1.86	2.97	0.46	2.13
C. Valenciana	1.36	3.49	-0.34	0.96
Media nacional	1.83	2.99	0.74	1.77

Como se puede observar en la primera columna todas las CC. AA. han tenido un crecimiento positivo de la PTF durante el período analizado (1981-1995). Las cinco regiones que más han crecido son, por orden de importancia, La Rioja, Extremadura, Cantabria, Aragón y Canarias.⁸ En las otras tres columnas se tiene el crecimiento de la PTF en tres subperíodos. Cabe destacar que ninguna Comunidad está en los tres períodos en el grupo de las cinco regiones que tienen más crecimiento. En general, el crecimiento ha sido siempre positivo, aunque en

⁸ En esta tabla y en las siguientes se ha destacado en azul (rojo) las regiones con mayor (menor) valor en la variable correspondiente.

el período 1986-90 hubo cuatro regiones en las que disminuyó la productividad y en el período 1991-95 sólo Canarias experimentó un leve descenso. En este último período cabe destacar también las elevadas tasas de crecimiento (superiores al 3.5%) de La Rioja y Asturias.

A continuación se descompone el cambio en la PTF. Dado que no se rechaza que la tecnología tenga rendimientos constantes a escala, no se presenta el componente de escala. Por tanto, sólo se calculan los otros tres componentes: cambio técnico, cambio debido al índice de especialización y cambio en la eficiencia. Los cálculos se hacen según las definiciones en la ecuación (17).

Tabla 3. Descomposición de la PTF por CC. AA. (media 1980-1995 en %)

	<i>Cambio en la PTF</i>	<i>Cambio Técnico</i>	<i>Cambio en la especialización</i>	<i>Cambio en la eficiencia</i>
Andalucía	1.17	1.76	-0.071	-0.51
Aragón	2.19	1.76	-0.012	0.44
Asturias	1.95	1.76	-1.262	1.45
Baleares	1.22	1.76	-0.079	-0.45
Canarias	2.18	1.76	-0.019	0.44
Cantabria	2.61	1.76	-0.442	1.28
Castilla-La Mancha	1.73	1.76	-0.241	0.21
Castila y León	2.14	1.76	0.370	0.003
Cataluña	1.63	1.76	-0.108	-0.02
Extremadura	2.61	1.76	0.036	0.81
Galicia	1.84	1.76	-0.206	0.28
La Rioja	2.67	1.76	0.251	0.65
Madrid	1.56	1.76	-0.289	0.08
Murcia	0.88	1.76	-0.451	-0.43
Navarra	1.56	1.76	0.246	-0.44
País Vasco	1.86	1.76	-0.211	0.30
C. Valenciana	1.36	1.76	0.116	-0.51
Media nacional	1.83	1.76	-0.13	0.21

El cambio técnico medio durante el período 1980-95 es del 1.76%, que es común para todas las regiones debido a la especificación empírica empleada. Este es el principal componente del cambio en la productividad. El cambio en la productividad inducido por el cambio de la estructura productiva de las regiones toma valores positivos cuando las regiones se especializan más. Dado que sólo cinco regiones aumentaron su especialización, el efecto medio es negativo (-0.13%), destacando la reducción en un 1.2% en Asturias. El cambio en la productividad debido a cambios en la eficiencia técnica no es muy importante (0.21% a nivel nacional). Destacan los crecimientos de Asturias (1.4%) y Cantabria (1.2%) así como que hay seis regiones con cambio negativo (aunque muy probablemente no sea estadísticamente significativo para alguna de ellas).

Una cuestión interesante es ver si existe alguna relación entre el crecimiento en la productividad y el nivel inicial de PTF. Para ello, se calcula el nivel de PTF con respecto a la media nacional según la siguiente fórmula:

$$PTF_{it} = (\ln y_{it} - \ln y_{Nt}) - \sum_j \frac{1}{2} (S_{ij} + S_{Nj}) (\ln x_{ijt} - \ln x_{Njt}) \quad (18)$$

donde S_{ij} es la participación del input j en los costes totales de la región i . El subíndice N indica que se ha tomado la media aritmética de todas las regiones, por lo que el valor se interpreta como la media nacional. Dado que no se tienen participaciones en los costes, se aproxima S_{ij} por e_j .

En la tabla 4 puede verse la PTF para 1980 y 1995. Los valores se expresan como índices con respecto a la media nacional que se ha hecho igual a 100. A simple vista no existe una relación clara entre el crecimiento de la PTF y su valor inicial. Asimismo en la tercera columna se presentan los valores de la PTF para el último año de esta muestra. Se comprueba, que las regiones con mayor PTF inicial también son las que tienen un mayor valor en el período final (con las excepciones de Baleares, que sale de las mejores, y de Cataluña que se incorpora a las de cabeza).

Tabla 4. PTF inicial, final y efectos individuales

	<i>Cambio en la PTF 80 - 95</i>	<i>PTF inicial (1980)</i>	<i>PTF final (1995)</i>	<i>Efectos individuales</i>
Andalucía	1.17	105	95	6.80
Aragón	2.19	96	101	6.91
Asturias	1.95	92	96	6.85
Baleares	1.22	113	103	6.82
Canarias	2.18	91	97	6.76
Cantabria	2.61	92	103	6.87
Castilla-La Mancha	1.73	94	93	6.64
Castila y León	2.14	91	95	6.70
Cataluña	1.63	112	108	6.88
Extremadura	2.61	65	77	6.45
Galicia	1.84	71	72	6.49
La Rioja	2.67	117	129	6.95
Madrid	1.56	120	116	6.93
Murcia	0.88	110	95	6.87
Navarra	1.56	113	108	6.86
País Vasco	1.86	118	118	6.90
C. Valenciana	1.36	101	94	6.91

En la última columna de la tabla 4 se presentan las estimaciones de los efectos individuales. Dado que estos efectos constituyen una ordenada en el origen distinta para cada región de una función de producción común (los coeficientes y son los mismos para todas las regiones) pueden interpretarse como indicadores de eficiencia técnica *persistente* de cada región.⁹ Es decir, recogen elementos que permiten a unas regiones producir más que otras sistemáticamente (independientemente del período considerado o de la cantidad de inputs empleada). Como se puede ver los efectos individuales más altos los tienen las regiones tradicionalmente más ricas, con la excepción de Aragón.

⁹ En la literatura de datos de panel, estos efectos individuales suelen interpretarse como indicadores de eficiencia técnica. Schmidt y Sickles (1984) proponen medir la eficiencia técnica a partir de estos efectos como: $ET_i = \exp(\alpha_i - \max_j \alpha_j)$.

5. Conclusiones

En este trabajo se calcula la evolución de la productividad total de los factores para las regiones españolas durante el período 1980-1995. Entre los principales resultados destaca que todas las regiones han aumentado la PTF durante el período analizado. De los tres componentes calculados, el más importante es el cambio técnico, siendo poco importante el cambio en la eficiencia productiva de las regiones.

El modelo empleado permite estimar efectos individuales invariantes en el tiempo conjuntamente con una especificación de error compuesto. Estos efectos individuales recogen el efecto de aquellos factores invariantes en el tiempo que permiten a unas regiones producir sistemáticamente más que otras, por lo que pueden interpretarse como indicadores de diferencias persistentes en la eficiencia de las regiones. Los valores más altos se encontraron para La Rioja, Madrid, Comunidad Valenciana, Aragón y País Vasco.

References

- Aaberg, Y., (1973), "Regional Productivity Differences in Swedish Manufacturing", *Regional and Urban Economics*, 3, 131-156.
- Aigner, D., C.A.K. Lovell y P. Schmidt, (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *J. of Econometrics*, 6, 21-37.
- Battese, G. y T. Coelli, (1992), "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India", *J. of Productivity Analysis*, 3, 153-69.
- Cornwell, C., P. Schmidt y R. Sickles, (1990), "Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels", *J. of Econometrics* 46, 185-200.
- De la Fuente, A., (1998), "Fronteras de producción eficiente y convergencia regional: un comentario al trabajo de Maudos, Pastor y Serrano", *Revista Española de Economía*, 15(2), 265-271.
- Denny, M., M. Fuss y L. Waverman, (1981), "The Measurement and Interpretation of Total Factor Productivity in Regulated Industries with an Application to Canadian Telecommunications", en Cowing, T. y R. Stevenson, (eds.), *Productivity Measurement in Regulated Industries*, New York, Academic Press, 172-218.
- Diewert, W.E., (1992), "The Measurement of Productivity", *Bulletin of Economic Research*, 44 (3), 163-198.

- Gerking, S., (1994), "Measuring Productivity Growth in U.S. Regions: A Survey", *International Regional Science Review*, 16, 155-186.
- Gumbau, M. y J. Maudos, (1996), "Eficiencia productiva sectorial en las regiones españolas: una aproximación fronterá", *Revista Española de Economía*, 13(2), 239-60.
- Kumbhakar, S.C., (1990), "Production Frontiers, Panel Data and Time-varying Technical Inefficiency", *J. of Econometrics*, 46, 201-211.
- Kumbhakar, S.C. y L. Hjalmarsson, (1993), "Technical Efficiency and Technical Progress in Swedish Dairy Farms", en H. Fried, C.A.K. Lovell y S.S. Schmidt, (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford University Press, New York.
- Lovell, C.A.K. (1996): "Applying Efficiency Measurement Techniques to Measurement of Productivity Change", *J. of Productivity Analysis*, 7, 329-340.
- Maudos, J., J.M. Pastor y L. Serrano, (1998), "Convergencia en las regiones españolas: cambio técnico, eficiencia y productividad", *Revista Española de Economía*, 15(2), 235-264.
- Nadiri, M.I. (1970), "Some approaches to the theory and measurement of TFP: a survey", *J. of Economic Literature*, 7(4), 1137-77.
- Nishimizu, M. y J. Page, (1982), "Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimensions of Productive Change in Yugoslavia, 1965-78", *The Economic Journal*, 920-936.
- Orea, L., (2000), "Medición y descomposición de la productividad", en Alvarez Pinilla, A. (coord.) *La medición de la eficiencia y la productividad*, Pirámide, Madrid.
- Prior, D., (1990), "La productividad industrial de las CC. AA.", *Investigaciones Económicas*, 14(2), 257-267.
- Schmidt, P. y R. Sickles, (1984), "Production Frontiers and Panel Data". *J. of Business and Economic Statistics*, 2(4), 367-74.
- Solow, R.M., (1957), "Technical change and the Aggregate Production Function", *Review of Economic and Statistics*, 39, 312-320.