

# LAS DISPARIDADES EN EL PIB PER CAPITA ENTRE COMUNIDADES AUTONOMAS Y LA HIPOTESIS DE CONVERGENCIA

En este trabajo de **José Luis Raymond** y **Begoña García**, se analizan las hipótesis de convergencia «sigma» y «beta» en los niveles de PIB per cápita de las comunidades autónomas españolas en el período 1955-1993, separando entre los componentes de convergencia en productividad, convergencia en tasa de ocupación y convergencia en estructura productiva. El resultado hallado es que el intenso proceso de convergencia en los niveles de PIB per cápita que se da entre las comunidades autónomas hasta finales de los setenta se interrumpe a partir de esta fecha. Una posible explicación es la crisis industrial y la atenuación de los procesos migratorios y de trasvase de población ocupada del sector agrícola a los restantes sectores productivos. En esta tesitura, se concluye que las posibilidades de convergencia futura de las regiones españolas experimentan un cierto agotamiento (\*).

## I. INTRODUCCION

**E**l análisis del crecimiento y de la hipótesis de convergencia ha despertado un renovado interés en los últimos años. Como trabajos recientes que han abordado estos problemas en el ámbito de las comunidades autónomas españolas, cabe destacar los de Mas *et al.* (1993 a, b y c) o Sala i Martín (1993), o, a escala provincial, el de Dolado *et al.* (1994). Sin ánimo de exhaustividad, trabajos representativos previos que, directa o indirectamente, se han ocupado del tema, son los tradicionales informes del Banco Bilbao Vizcaya sobre *Renta nacional de España y su distribución provincial* y los números monográficos de PAPELES

DE ECONOMÍA ESPAÑOLA dedicados a las comunidades autónomas (véase PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA 1988 a y b, 1990, 1992 y 1993).

El objeto de este artículo es examinar el tema de la convergencia regional en España desde una perspectiva temporal amplia de más de tres décadas (1955-1989, o bien, 1955-1993 cuando ello ha resultado factible), utilizando como fuente de información, básicamente, los informes del Banco Bilbao Vizcaya sobre distribución provincial de la renta.

La siguiente sección presenta las características más relevantes de la distribución del PIB per cápita entre las comunidades autónomas, tomando como año de referencia la última información completa publicada, relativa a 1989. La sección tercera se ocupa de analizar el problema de la convergencia «sigma» en los niveles de PIB per cápita a través de la descomposición entre empleos per cápita y productividad. Las secciones cuarta y quinta analizan, respectivamente, el tema de la convergencia «beta» no condicionada y condicionada. El trabajo concluye con una última sección de consideraciones finales.

El estudio tiene una finalidad fundamentalmente descriptiva. Parte de los problemas analizados ya lo han sido previamente por Mas *et al.* (1993 a), si bien con distinta metodología. Por otro lado, las indefectibles limitaciones a las que se enfrenta toda serie histórica construida de *stock* de capital por comunidades autónomas nos ha llevado a enfocar el problema tratando de obviar la utilización de dicha variable. En efecto, el problema que plantea evaluar el *stock* de capital por autonomías es que la información de base publicada no permite conocer la distribución de la formación bruta de capital a escala regional. Esta importante limitación de datos impide la estimación de ciertas ecuaciones explicativas del crecimiento, tales como las relativamente frecuentes funciones de producción con datos regionales, a efectos de analizar la hipótesis de convergencia condicionada, y obliga a efectuar un tratamiento econométrico simplificado.

## II. EXAMEN DE LAS DIFERENCIAS EN LOS NIVELES DE PIB PER CAPITA ENTRE LAS COMUNIDADES AUTONOMAS

Los niveles de PIB per cápita en comunidades autónomas en España muestran una distribución desigual. Según la *Renta nacional de España y su*

*distribución provincial*, que elabora el Banco Bilbao Vizcaya (1992), en 1989, última información disponible con carácter completo, la comunidad autónoma de menor nivel de PIB per cápita era Extremadura, con una diferencia de PIB per cápita con respecto a la media de un -36,4 por 100 (el dato de 1993 es de -34 por 100, según las últimas estimaciones de la Fundación FIES), y la de mayor nivel de PIB per cápita era Baleares, cuya diferencia con respecto a la media nacional se situaba en el +35,7 por 100 (+42,1 por 100 en 1993). No obstante, si en lugar de examinar la distribución del PIB per cápita se analiza la distribución de la renta familiar disponible per cápita, las disparidades entre las comunidades autónomas resultan amortiguadas debido, fundamentalmente, a los efectos redistributivos del sector público. En concreto, según esta nueva variable, Extremadura se sitúa a un -23,9 por 100 de distancia con respecto a la media nacional (la diferencia es de -21,6 por 100 en 1993) y Baleares a un +26,7 por 100 de la media nacional (+27,7 por 100 en 1993). Es decir, las disparidades de las comunidades autónomas en términos de producción per cápita son apreciablemente mayores que en términos de renta disponible per cápita.

El objeto de esta sección es destacar algunos aspectos relevantes de la distribución del PIB per cápita entre autonomías. En concreto, se trata de responder a las siguientes cuestiones:

1) En primer lugar, separar aquella parte de la desigualdad en la distribución del PIB per cápita entre autonomías que es imputable a la distinta productividad aparente del trabajo de aquella otra derivada de la distinta tasa de ocupación referida a la población total.

2) En segundo lugar, con relación a las diferencias de productividad, disociar la parte explicable por la distinta estructura productiva de las comunidades autónomas españolas de la atribuible a la distinta productividad de los sectores individuales.

3) Finalmente, identificar en qué medida el mayor nivel de PIB per cápita está asociado a ciertos rasgos de la estructura productiva a escala de los cuatro grandes sectores: agricultura, industria, construcción y servicios.

## 1. Disparidad en la distribución del PIB per cápita y su descomposición entre empleo per cápita y productividad

Cabe partir de una simple identidad contable con objeto de establecer esta separación. En concreto, se verifica que el PIB per cápita (PIBPC) es el producto de los empleos per cápita (NPC) y de la productividad aparente del trabajo (II). Los empleos per cápita son, pues, el cociente entre el número de empleos y la población total. El número de empleos muestra discrepancias con la población ocupada debido a que una misma persona ocupada puede tener más de un empleo. El motivo de seleccionar los empleos en lugar de la población ocupada se debe, entre otras razones, a que a escala de sectores la publicación de referencia, que son los informes del BBV sobre la distribución provincial de renta, sólo ofrece los empleos. Por otro lado, los empleos puede que constituyan una medida más adecuada del *input* trabajo que la ocupación.

En consecuencia, para la comunidad autónoma «i» se verifica:

$$(PIBPC)_i = (NPC)_i \times (II)_i \quad [II-1]$$

Por otro lado, esta misma identidad se satisface también a escala nacional:

$$(PIBPC) = (NPC) \times (II) \quad [II-2]$$

Tomando logaritmos y diferencias entre [II-1] y [II-2] se tiene:

$$\ln (PIBPC)_i - \ln (PIBPC) = [\ln (NPC)_i - \ln (NPC)] + [\ln II_i - \ln II] \quad [II-3]$$

La expresión [II-3] es la base del cálculo del cuadro n.º 1. En este cuadro, las autonomías están ordenadas de menor a mayor nivel de «PIBPC». La primera columna muestra, para cada comunidad autónoma, la diferencia en el logaritmo del PIB per cápita de la comunidad autónoma con respecto a la media nacional, mientras que las dos columnas siguientes descomponen esta diferencia entre la parte imputable al distinto empleo per cápita y la atribuible a la distinta productividad aparente del trabajo. A título ilustrativo, en el caso de Extremadura, una diferencia negativa de 0,45 puntos en términos del logaritmo del PIB per cápita, se explica por una diferencia también negativa de 0,21 puntos en el logaritmo del empleo per cápita, y de -0,24 puntos en el logaritmo de la productividad aparente del trabajo. La interpretación es idéntica para las restantes comunidades

CUADRO N.º 1

**DIFERENCIAS EN LA DISTRIBUCION DEL PIB PER CAPITA, EN 1989, ENTRE COMUNIDADES AUTONOMAS Y FACTORES EXPLICATIVOS**

Comunidades Autónomas	DLPIBPC	DLNPC	DLPROD	DIFEST	DIFPROD
Extremadura .....	-0,452677	-0,208295	-0,244383	-0,124791	-0,119592
Andalucía .....	-0,361074	-0,243910	-0,117165	-0,038381	-0,078784
Ceuta y Melilla .....	-0,345790	-0,282092	-0,063699	0,072769	-0,136468
Castilla-La Mancha .....	-0,222777	-0,066379	-0,156400	-0,065402	-0,090998
Murcia .....	-0,201560	-0,105654	-0,095908	-0,025245	-0,070663
Galicia .....	-0,199616	0,154921	-0,354538	-0,170704	-0,183834
Asturias .....	-0,117375	-0,022926	-0,094450	-0,030445	-0,064005
Castilla y León .....	-0,106599	-0,035339	-0,071261	-0,071577	0,000316
Cantabria .....	-0,077147	-0,029028	-0,048120	-0,036897	-0,011223
Canarias .....	-0,005192	-0,006709	0,001516	0,009425	-0,007909
Comunidad Valenciana .....	0,045297	0,051125	-0,005830	0,024119	-0,029948
Aragón .....	0,079742	0,042979	0,036762	-0,000448	0,037210
País Vasco .....	0,092150	-0,040117	0,132266	0,070303	0,061964
Rioja (La) .....	0,105746	0,071165	0,034580	-0,005677	0,040257
Navarra .....	0,163036	0,066077	0,096959	0,030332	0,066627
Madrid .....	0,243084	0,067169	0,175914	0,083326	0,092589
Cataluña .....	0,253428	0,125303	0,128124	0,068791	0,059333
Baleares .....	0,304929	0,287642	0,017286	0,043471	-0,026185

DLPIBPC: Diferencia con respecto a la media del logaritmo del PIB per cápita.

DLNPC: Diferencia con respecto a la media del logaritmo de los empleos per cápita.

DLPROD: Diferencia con respecto a la media del logaritmo de la productividad.

DIFEST: Parte de la diferencia del logaritmo de la productividad explicada por la estructura productiva.

DIFPROD: Parte de la diferencia del logaritmo de la productividad explicada por la productividad diferencial de los sectores productivos.

autónomas. Por otro lado, la representación de estas tres primeras columnas del cuadro n.º 1 se efectúa en el gráfico 1.

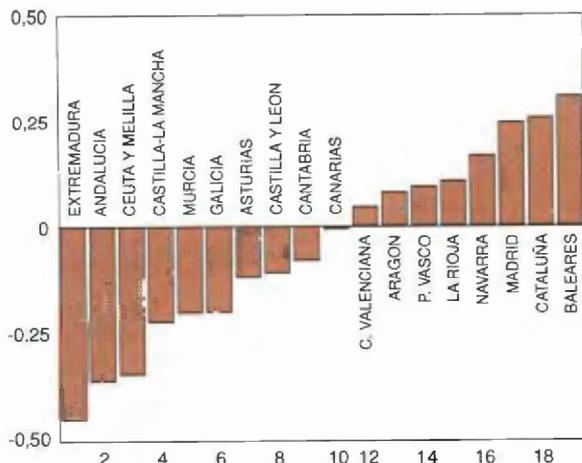
Este gráfico 1 muestra que son precisamente las comunidades autónomas más pobres las que, en general, tienen un menor nivel de empleos per cápita, a la vez que una menor productividad aparente del trabajo. Con respecto a los niveles de empleos per cápita, destacan los valores negativos de Extremadura, Andalucía, y Ceuta y Melilla. En el lado positivo, resalta el valor que se observa para Baleares. De hecho, Baleares, que es la comunidad autónoma de mayor nivel de PIB per cápita en 1989, debe su ventaja, fundamentalmente, al mayor número de empleos per cápita, puesto que la productividad aparente del trabajo es similar a la media española.

Con respecto a la productividad aparente del trabajo, destacan los valores negativos de Extremadura y, sobre todo, Galicia. En el lado positivo, sobresalen las comunidades autónomas de País Vasco, Madrid y Cataluña.

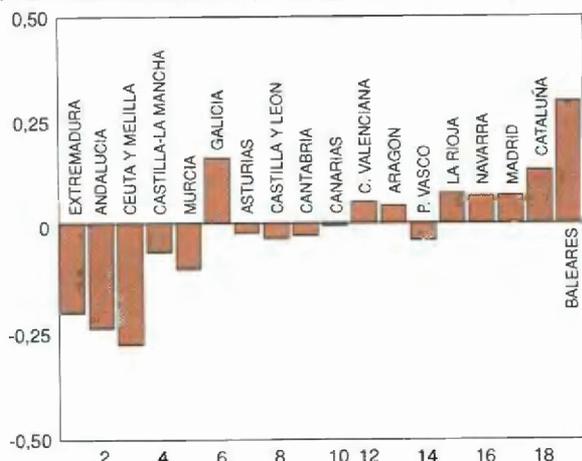
En conjunto, efectuando una descomposición de la varianza, se comprueba que un 40,1 por 100 de las disparidades en los niveles de PIB per cápita son atribuibles a la desigual distribución de los empleos per cápita, y un 36,2 por 100 a las diferencias en la productividad aparente del trabajo, recogiendo la interacción de efectos el restante 23,7 por 100.

No obstante, el valor *per se* de la productividad aparente del trabajo puede ser un tanto engañoso, dado que esta productividad depende, entre otros factores, de la propia estructura productiva. El objeto de la siguiente medición es, precisamente, disociar aquella parte de la diferencia en la productividad aparente del trabajo explicable por la diferencia de estructura productiva de la atribuible a que, para una misma estructura productiva, los respectivos empleos lleven asociada una distinta productividad.

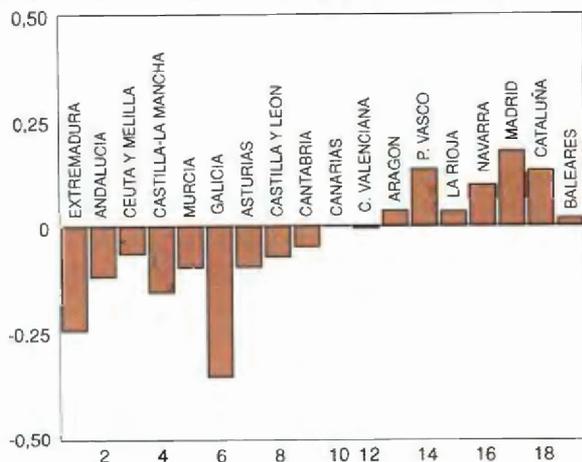
GRAFICO 1  
DIFERENCIAS CON RESPECTO A LA MEDIA  
DEL LOGARITMO DEL PIB p.c.



a) Diferencias con respecto a la media del logaritmo de los empleos per cápita.



b) Diferencias con respecto a la media del logaritmo de la productividad.



## 2. Descomposición de las diferencias en la productividad aparente del trabajo: Estructura productiva y productividad diferencial de los sectores

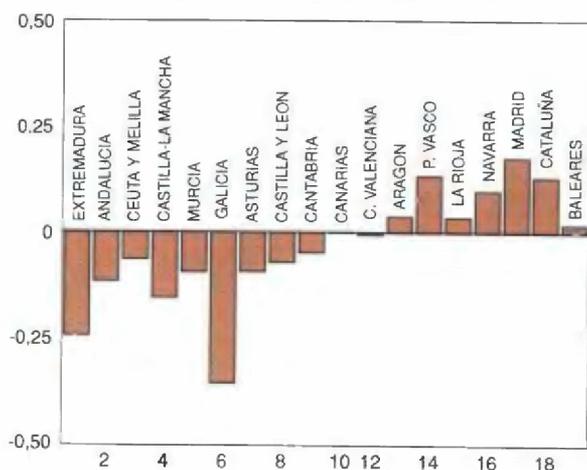
La expresión utilizada para evaluar la parte de la diferencia de productividad después de corregir por la estructura productiva, se detalla en el recuadro sobre «Descomposición de la productividad aparente del trabajo». El resultado de esta estimación se recoge en las dos últimas columnas del cuadro n.º 1, y su representación se efectúa en el gráfico 2.

El hecho más destacable de este gráfico es que, en general, las comunidades autónomas más pobres tienen una menor productividad aparente del trabajo, y que esta menor productividad subsiste una vez se establece la corrección por la estructura productiva diferencial. Así, las siete comunidades autónomas de menor nivel de PIB per cápita (Extremadura, Andalucía, Ceuta y Melilla, Castilla-La Mancha, Murcia, Galicia y Asturias) son las que muestran diferencias negativas con respecto a la media española en su productividad aparente del trabajo, diferencias que permanecen a pesar de corregir por la distinta estructura productiva. Globalmente, un 26,7 por 100 de la varianza en la productividad aparente del trabajo entre comunidades autónomas es atribuible a la propia estructura productiva diferencial, un 33,6 por 100 a la distinta productividad en los sectores productivos individuales y el restante 39,7 por 100 a la interacción de efectos.

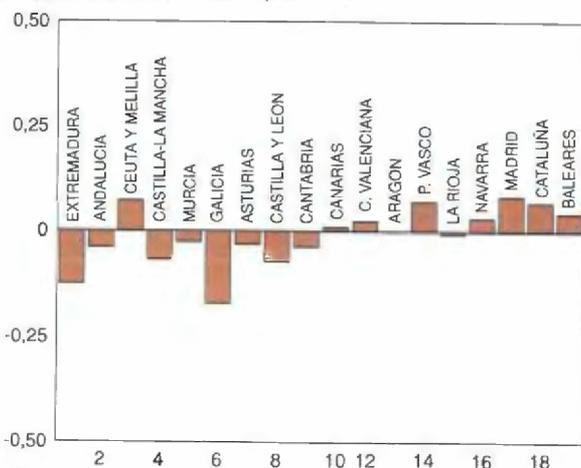
El análisis efectuado no permite precisar en exceso, dado que la corrección por estructura productiva se establece a escala de grandes sectores. Un mismo sector productivo, como la industria o los servicios, puede llevar asociadas distintas productividades según cual sea la estructura del *output* por ramas de actividad. En cualquier caso, el cuadro número 1 y el gráfico 2 permiten apuntar grandes tendencias.

El hecho de que la productividad diferencial corregida de las comunidades autónomas más pobres sea, en general, negativa, y positiva la de las más ricas, puede, en parte al menos, ser un subproducto de la distinta dotación de capital por empleo. Esta distinta dotación de capital per cápita, según la lógica de una función de producción, debe llevar asociada una distinta productividad aparente del trabajo.

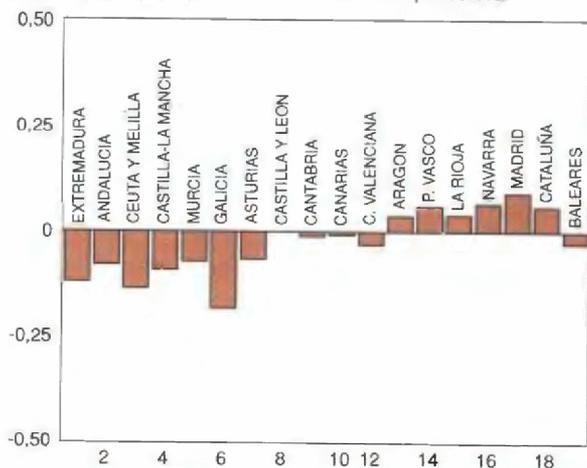
**GRAFICO 2**  
**DIFERENCIAS CON RESPECTO A LA MEDIA**  
**DEL LOGARITMO DE LA PRODUCTIVIDAD**



a) Parte explicada por la estructura productiva.



b) Parte explicada por la productividad de los sectores productivos.



### 3. Nivel de PIB per cápita y estructura productiva

Con ánimo también descriptivo, cabe tratar de determinar si existe alguna relación entre estructura productiva de las comunidades autónomas y nivel de PIB per cápita. A este respecto, dado que las productividades aparentes de servicios e industria son las más altas a escala nacional, situadas respectivamente, en 1989, en 3,81 y 4,12 millones de pesetas por empleo, mientras que la agricultura muestra una productividad aparente de sólo 1,43 millones por empleo, cabe esperar que las diferencias del nivel de PIB per cápita entre comunidades autónomas estén asociadas a un mayor peso de los sectores industrial y de servicios. En este sentido, cabe plantear una simple regresión explicativa de las diferencias de PIB per cápita entre comunidades autónomas a partir de las diferencias en estructura productiva.

En efecto, suponiendo una función de producción lineal y considerando el empleo como único *input* productivo, para la comunidad autónoma «i» se tiene:

$$(\text{PIBPC})_i = \alpha_1 \cdot (\text{NAPC})_i + \alpha_2 \cdot (\text{NIPC})_i + \alpha_3 \cdot (\text{NCPC})_i + \alpha_4 \cdot (\text{NSPC})_i \quad [\text{II-4}]$$

en donde el PIB per cápita se explica a partir de los empleos per cápita en agricultura (NAPC), en industria (NIPC), en construcción (NCPC) y en servicios (NSPC), definiéndose los empleos per cápita como el número total de empleos en el sector con relación a la población total de la comunidad autónoma.

Si la misma relación se verifica a escala nacional, se tiene:

$$\text{PIBPC} = \alpha_1 \cdot \text{NAPC} + \alpha_2 \cdot \text{NIPC} + \alpha_3 \cdot \text{NCPC} + \alpha_4 \cdot \text{NSPC} \quad [\text{II-5}]$$

Calculando las diferencias entre [II-4] y [II-5] se obtiene la contribución de la estructura diferencial del empleo a las diferencias de PIB per cápita entre autonomías. Los resultados obtenidos son los siguientes:

$$(\text{PIBPC}_i - \text{PIBPC}) = 0,204 \cdot (\text{NAPC}_i - \text{NAPC}) + 5,67 \cdot (\text{NIPC}_i - \text{NIPC}) + 2,88 \cdot (\text{NCPC}_i - \text{NCPC}) + 3,91 \cdot (\text{NSPC}_i - \text{NSPC}) \quad [\text{II-6}]$$

(0,35)                      (14,25)                      (1,08)                      (9,36)

Estadísticos «t» entre paréntesis.  
 Error *standard* = 0,0527 (millones de pesetas).  
 Coeficiente determinación = 0,965.  
 Número observaciones = 18.

## DESCOMPOSICION DE LA PRODUCTIVIDAD APARENTE DEL TRABAJO

- + Peso de la agricultura en la comunidad autónoma  $i \times$  (Prod. agricultura en  $i - 1,43$ )
- + Peso de la industria en la comunidad autónoma  $i \times$  (Prod. industria en  $i - 4,12$ )
- + Peso de la construcción en la comunidad autónoma  $i \times$  (Prod. construcción en  $i - 3,08$ )
- + Peso de los servicios en la comunidad autónoma  $i \times$  (Prod. servicios en  $i - 3,81$ )

= Productividad diferencial en millones de la comunidad autónoma  $i$  una vez corregida por estructura productiva.

$$\text{Productividad diferencial corregida en tanto por uno} = \frac{\text{Productividad diferencial en millones}}{\text{Productividad aparente de la comunidad autónoma en millones}}$$

### Notas

- El peso de los sectores se establece en términos de empleos.
- Las productividades aparentes de la agricultura, de la industria, de la construcción y de los servicios a escala nacional son, respectivamente, de 1,43, de 4,12, de 3,08 y de 3,81 millones de pesetas.
- Cabe resaltar que, según la fórmula utilizada, si en la comunidad autónoma « $i$ » la productividad de los sectores fuese la misma que a escala nacional, la productividad diferencial de la comunidad autónoma sería cero.
- Por diferencia entre productividad diferencial «observada» y productividad diferencial «corregida» se calculan las diferencias de productividad atribuibles a la distinta estructura productiva. Por tanto, las diferencias de productividad sectorial se ponderan por el peso sectorial en la comunidad autónoma, mientras que las diferencias de peso sectorial se ponderan por la productividad del sector a escala nacional.

A título ilustrativo, considerando dos sectores y siendo « $\Pi$ » y « $P$ » la productividad y el peso sectorial, se tiene:

$$\text{Productividad comunidad autónoma: } \Pi = P_1 \cdot \Pi_1 + P_2 \cdot \Pi_2$$

$$\text{Productividad nivel nacional: } \bar{\Pi} = \bar{P}_1 \cdot \bar{\Pi}_1 + \bar{P}_2 \cdot \bar{\Pi}_2$$

$$\text{Diferencia productividad: } \Pi - \bar{\Pi} = P_1 \cdot (\Pi_1 - \bar{\Pi}_1) + P_2 \cdot (\Pi_2 - \bar{\Pi}_2) + (P_1 - \bar{P}_1) \cdot \bar{\Pi}_1 + (P_2 - \bar{P}_2) \cdot \bar{\Pi}_2$$

De aquí se deduce:

Productividad diferencial corregida por estructura productiva:

$$P_1 \cdot (\Pi_1 - \bar{\Pi}_1) + P_2 \cdot (\Pi_2 - \bar{\Pi}_2)$$

Productividad diferencial atribuible a la estructura productiva:

$$(P_1 - \bar{P}_1) \cdot \bar{\Pi}_1 + (P_2 - \bar{P}_2) \cdot \bar{\Pi}_2, \text{ que es la formulación en la que se basa la elaboración del cuadro n.º 1 y del gráfico 2.}$$

Puede comprobarse que en esta regresión, cuya finalidad es meramente descriptiva, la simple estructura del empleo explica del orden de un 97 por 100 de la varianza en el PIB per cápita, en 1989, entre comunidades autónomas. Por otro lado, la correlación parcial que se deriva entre diferencias de PIB per cápita y diferencias de empleo per cápita es de 0,97 para el empleo industrial y de 0,93 para el empleo en los servicios. Es decir, la mejora en los niveles de PIB per cápita de las comunidades autónomas, según la información de corte transversal utilizada, está asociada a un desarrollo de los sectores industrial y de los servicios. Posiblemente, sea el propio desarrollo económico un factor condicionante de la estructura productiva, si bien cabe pensar que la relación de causalidad discorra en ambas direcciones, a través de los efectos de la estructura productiva sobre la acumulación de capital en sentido amplio, incluido el humano, vía el proceso de aprendizaje en el puesto de trabajo, según tiende a resaltar la literatura sobre el crecimiento. En efecto, este proceso de aprendizaje cabe esperar que sea más intenso si predominan los servicios o la industria que si el sector de mayor peso es el agrícola.

### III. ANALISIS DE LA HIPOTESIS DE CONVERGENCIA «SIGMA»

#### 1. Niveles de PIB per cápita y productividad

Existe una abundante literatura que ha analizado el problema de la convergencia en los niveles de PIB per cápita tanto desde una óptica teórica como empírica. Desde el punto de vista teórico, el modelo neoclásico de crecimiento prevé convergencia, si bien los enfoques más modernos de crecimiento endógeno son más eclécticos. Desde la óptica empírica, se constata que los países desarrollados han tendido a mostrar un proceso de convergencia en el período 1950-1973 que se interrumpe a raíz de la crisis del petróleo. A partir de esta fecha, no se aprecian pautas claras, y los resultados suelen diferir según se analice la convergencia no condicionada o condicionada a un cierto conjunto de variables explicativas; véase, por ejemplo, Dowrick y Nguyen (1989), o, para el caso de los países de la Unión

Europea, con especial referencia a España, Raymond (1993). Desde una perspectiva regional, los trabajos de Barro y Sala i Martín (1991 a y b, 1992), o de Sala i Martín (1993), defienden la existencia de un proceso de convergencia.

El objeto de esta sección es, en analogía a Mas *et al.* (1993 a), analizar el proceso de convergencia en los niveles de PIB per cápita de las comunidades autónomas españolas en el período 1955-1993 (o bien, 1955-1989), descomponiendo el PIB per cápita en el producto de dos elementos: el empleo per cápita y la productividad aparente del trabajo.

En efecto, como ya se ha señalado, dado que para la comunidad autónoma «i» se verifica la identidad contable:

$$(PIBPC)_i = (NPC)_i \times (\Pi)_i \quad [III-1]$$

en donde «NPC» es el número de empleos per cápita y « $\Pi$ » el simple cociente entre el nivel de «PIB» y el número de empleos (1), tomando logaritmos se tiene:

$$\ln (PIBPC)_i = \ln (NPC)_i + \ln (\Pi)_i \quad [III-2]$$

Cabe, seguidamente, tratar de analizar la convergencia en los niveles de PIB per cápita, a precios constantes, descomponiendo entre estos dos elementos.

La convergencia «sigma» es una medida de dispersión y se define como la evolución en el tiempo de la desviación *standard* del logaritmo PIB per cápita entre autonomías. La fórmula utilizada para su cómputo es:

$$\sigma_i = \left[ \frac{\sum (\ln PIBPC_{i,t} - \ln PIBPC_{i,t})^2}{17} \right]^{1/2} \quad [III-3]$$

en donde « $\ln PIBPC_{i,t}$ » es el logaritmo del PIB per cápita de la economía española, que equivale a una media ponderada de los PIB per cápita regionales, y «17» es el número de comunidades autónomas contempladas (para series históricas largas, no se dispone de datos sobre Ceuta y Melilla, lo que reduce el número de regiones a 17). Similar criterio se ha seguido para definir la convergencia «sigma» de los empleos per cápita y de la productividad. Los resultados derivados de utilizar como media los valores de la economía española o la media no ponderada de los PIB per cápita regio-

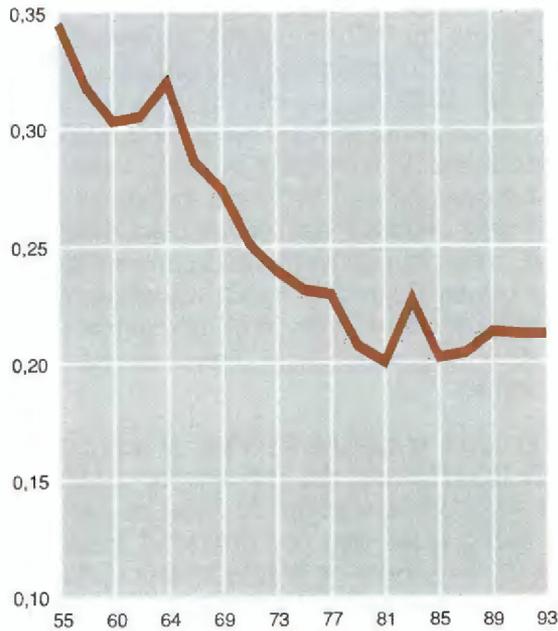
nales eran prácticamente coincidentes en cuanto a la evolución temporal de «sigma».

A grandes rasgos, como el gráfico 3 refleja, la convergencia sigma del logaritmo del PIB per cápita se produce en el período 1955-1981. Es decir, los niveles de PIB per cápita de las distintas regiones españolas son progresivamente más próximos. No obstante, a partir de esta fecha el proceso se interrumpe. Cabe recordar al respecto que en los países de la OCDE o de la UE, la interrupción del proceso de convergencia viene marcada por la primera crisis del petróleo, si bien, en el caso de la UE, 1981 constituye también un punto de inflexión (véase Raymond, 1993). Es decir, existe un cierto paralelismo entre la convergencia sigma en la UE y la convergencia sigma en las regiones españolas.

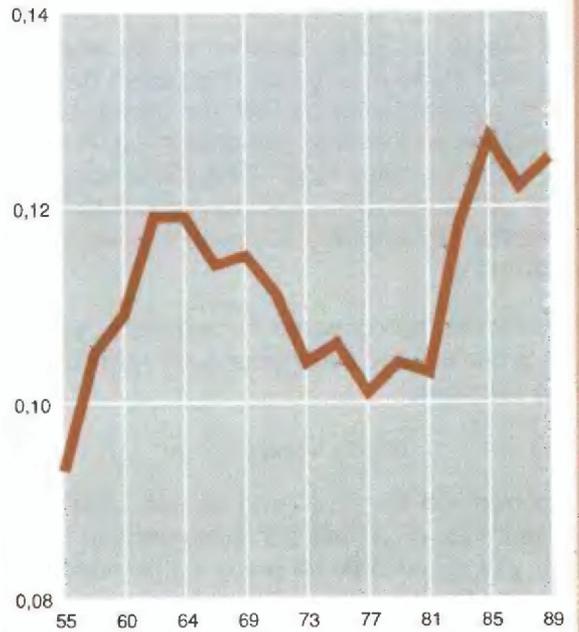
Tal como el gráfico 4 indica, la principal causa de la interrupción del proceso de convergencia que se observa a partir de 1981 se deriva de la divergencia que con posterioridad a este año se da para el número de empleos per cápita. La tasa de ocupación se distribuye de forma más heterogénea, lo que comporta la interrupción del proceso de convergencia.

Finalmente, el gráfico 5 permite comprobar que la convergencia sigma en los niveles de productividad se produce de forma homogénea a lo largo de la totalidad del período analizado. De hecho, como antes ya se ha indicado, existen razones teóricas para esperar un proceso de convergencia en los niveles de productividad. En definitiva, las economías más pobres pueden imitar pautas tecnológicas y organizativas de las economías más desarrolladas sin necesidad de inventar. Cuanto mayor es la distancia entre la productividad de la economía considerada y la productividad fronterá, mayor es el potencial de crecimiento de esta productividad, lo que debe favorecer un proceso de convergencia. El razonamiento es, por analogía, aplicable al conjunto de las comunidades autónomas. Por otro lado, los procesos migratorios, al eliminar desempleo encubierto en ciertos sectores, pueden contribuir a cumplir esta misma función. Finalmente, la mayor homogeneidad en la estructura productiva de las distintas autonomías, derivada de la pérdida de peso de la agricultura, puede comportar también una mejora en la productividad media de las comunidades autónomas más pobres, y conducir a convergencia.

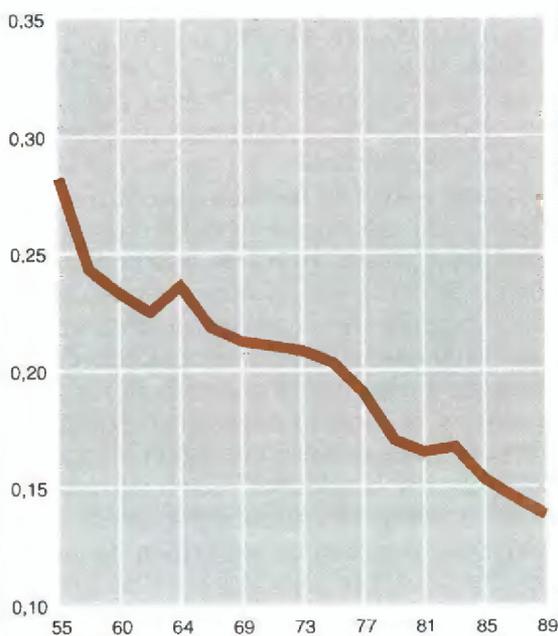
**GRAFICO 3  
CONVERGENCIA SIGMA  
DEL LOGARITMO DEL PIBpc**



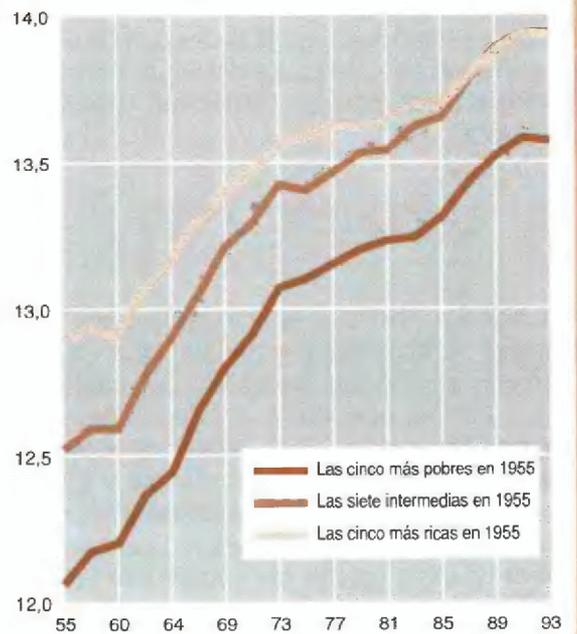
**GRAFICO 4  
CONVERGENCIA SIGMA DEL LOGARITMO  
DE LOS EMPLEOS PER CAPITA**



**GRAFICO 5  
CONVERGENCIA SIGMA DEL LOGARITMO  
DE LA PRODUCTIVIDAD**



**GRAFICO 6  
EVOLUCION DEL PIBpc MEDIO  
EN LOGARITMO POR GRUPOS DE CC.AA.**



El resultado hallado para la productividad está en consonancia con las conclusiones de Mas *et al.* (1993 c), y permite matizar las conclusiones de Sala i Martín (1993).

Por otro lado, el gráfico 6 permite ahondar, desde una óptica distinta, en las razones explicativas de la convergencia «sigma» en los niveles de PIB per cápita. En este gráfico se representa la evolución del logaritmo del PIBpc medio de las cinco regiones más pobres en 1955 (aproximadamente, primer tercio de la muestra, constituido por Extremadura, Castilla-La Mancha, Galicia, Murcia y Andalucía), de las siete regiones de renta intermedia en esta fecha (Canarias, Castilla y León, Aragón, Comunidad Valenciana, Baleares, La Rioja y Navarra), y de las cinco regiones más ricas también en 1955 (País Vasco, Cataluña, Madrid, Cantabria y Asturias). Puede observarse que la principal razón de la convergencia «sigma» es que el PIBpc medio de las regiones intermedias se aproxima progresivamente y llega a igualar al de las más ricas, mientras que la distancia entre el PIBpc medio de las siete regiones intermedias y de las cinco regiones más pobres se mantiene relativamente estable. Es decir, parece como si el proceso de convergencia estuviese reservado al «club» de las regiones cuyo nivel relativo de partida ha superado un determinado umbral. Salvando las diferencias, y sin ánimo de generalizar, es curioso señalar que en el ámbito internacional parece también operar un mecanismo de este tipo (véase, por ejemplo, el artículo seminal de Baumol, 1986; la réplica de De Long, 1988, y la contrarréplica de Baumol y Wolff, 1988).

## 2. Productividades sectoriales

La productividad aparente del trabajo en términos de PIB total (en adelante, productividad total) en las regiones de la economía española muestra, en el período 1955-1989, un claro y sostenido proceso de convergencia, tal como se desprende del gráfico 5. No obstante, el valor de la productividad total depende, por un lado, de las productividades sectoriales y, por otro, de la estructura productiva. En la medida en que, por ejemplo, la productividad es mayor en la industria o en los servicios que en la agricultura, un trasvase de recursos productivos de la agricultura a los restantes sectores puede explicar una convergencia en productividad total que no necesariamente se

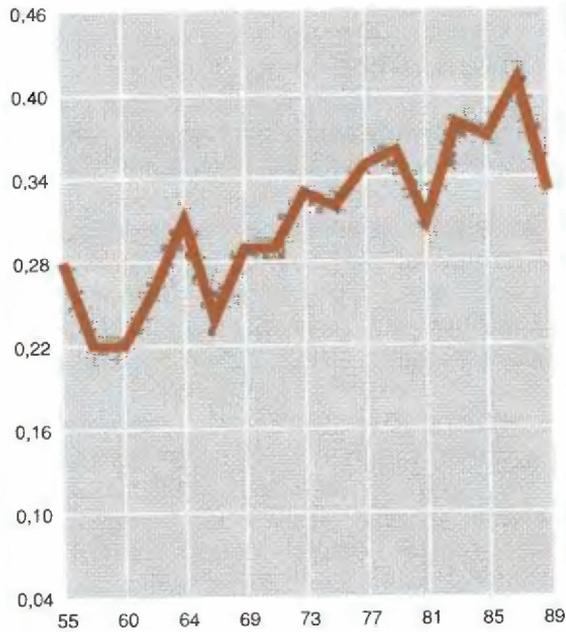
vea reflejada a escala de los sectores productivos individuales de agricultura, industria, construcción y servicios.

Los resultados obtenidos para las productividades sectoriales se detallan en los gráficos 7, 8, 9 y 10. En cuanto al sector agrícola, tal como el gráfico 7 refleja, no se da convergencia «sigma», sino más bien una ligera tendencia a la divergencia. Las razones pueden ser varias. Cabe sugerir que la productividad en la agricultura tiene un fuerte componente de aleatoriedad derivada de las condiciones climatológicas, lo que puede dificultar la reducción de las divergencias de productividad entre comunidades autónomas. Es posible también que la especificidad propia de cada región en cuanto al tipo de producción agrícola impida el proceso de convergencia en productividad. Algunos tipos de producción agrícola se prestan a la introducción de mejoras de explotación que posibilitan el crecimiento de la productividad, no siendo transferibles a otras producciones alternativas (por ejemplo, secano frente a regadío, o explotaciones agrícolas frente a explotaciones ganaderas).

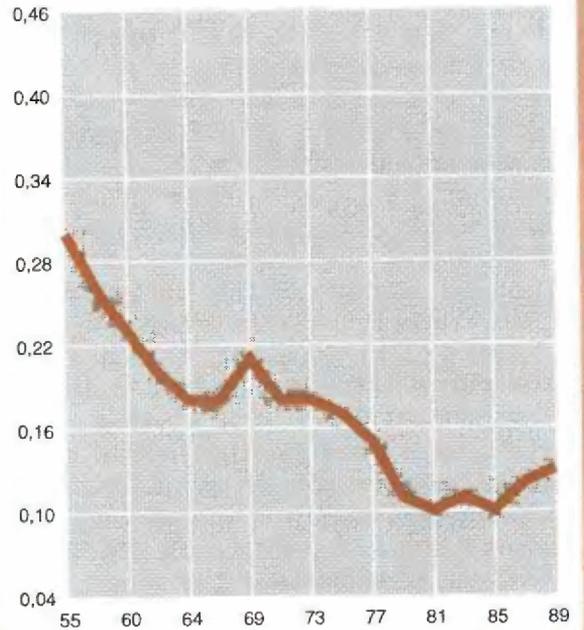
Por lo que respecta al sector industrial, como el gráfico 8 refleja, el proceso de convergencia «sigma» se produce de forma bastante homogénea en el período 1955-1981. A partir de esta fecha, el proceso parece interrumpirse. El sector industrial se caracterizaba en 1955 por una apreciable divergencia de productividad (la desviación *standard* del logaritmo de la productividad entre autonomías era de 0,30), que progresivamente se va reduciendo y que alcanza una cota mínima en 1981 (desviación *standard* de 0,10). Cuando la convergencia «sigma» ha alcanzado un límite inferior, como se detalla en la sección siguiente, no cabe esperar que el proceso de reducción continúe. Cabe prever, por tanto, ciertas divergencias de productividad entre autonomías, y que estas divergencias perduren cuando son poco acusadas; es decir, cuando han alcanzado el nivel de equilibrio. Si el razonamiento es válido, ello podría ser indicativo de que el sector industrial ha agotado prácticamente sus posibilidades de convergencia «sigma» en productividad.

Algo similar sucede con los sectores de la construcción y los servicios (véanse gráficos 9 y 10). En el primero, el valor medio de la desviación *standard* está situado en el entorno de 0,10, mientras que en el segundo la desviación *stan-*

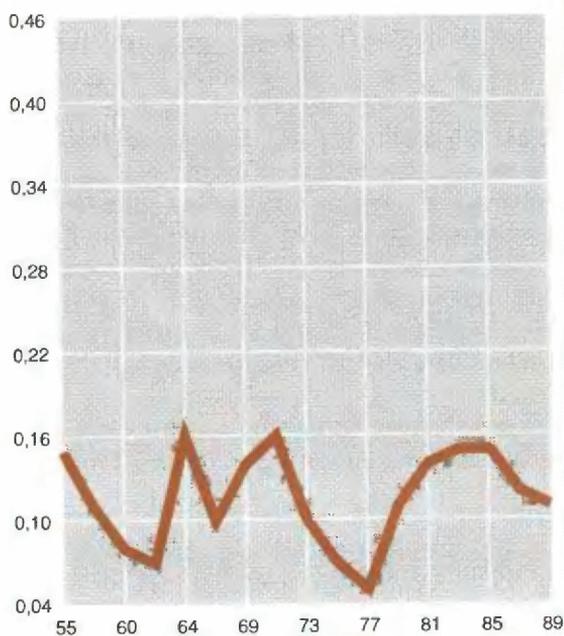
**GRAFICO 7**  
**CONVERGENCIA SIGMA DEL LOGARITMO**  
**DE LA PRODUCTIVIDAD EN AGRICULTURA**



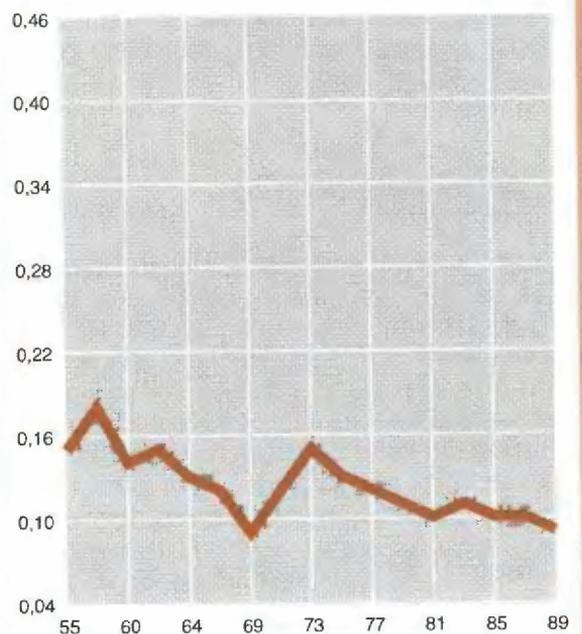
**GRAFICO 8**  
**CONVERGENCIA SIGMA DEL LOGARITMO**  
**DE LA PRODUCTIVIDAD EN INDUSTRIA**



**GRAFICO 9**  
**CONVERGENCIA SIGMA DEL LOGARITMO**  
**DE LA PRODUCTIVIDAD EN CONSTRUCCION**



**GRAFICO 10**  
**CONVERGENCIA SIGMA DEL LOGARITMO**  
**DE LA PRODUCTIVIDAD EN SERVICIOS**



*dard* también se cifra, en 1989, alrededor de este valor. En la medida en que una desviación *standard* de la convergencia «sigma» situada en el entorno de 0,10 constituya un valor de equilibrio, no cabe esperar que la reducción de divergencias en las productividades sectoriales se produzca de forma sustantiva en un futuro próximo.

De este análisis se desprenden dos conclusiones:

La *primera* es que, tal como se analizó en el apartado precedente, el proceso de convergencia «sigma» se produce de forma clara para la productividad total. Sin embargo, a escala sectorial tiene únicamente contrapartida en el sector industrial, pero no en los restantes tres sectores productivos (agricultura, construcción y servicios). Por otro lado, parece que las posibilidades de lograr mejoras sustanciales futuras en la convergencia «sigma» de la productividad industrial están en parte agotadas, dado que el grado de disparidad alcanzado en años recientes es ya de por sí relativamente reducido. De aquí se desprende que la convergencia «sigma» observada para la productividad total debe venir en buena medida explicada por los cambios en la estructura de la ocupación y, en particular, por el trasvase de recursos del sector agrícola, cuya productividad es reducida y cuyo peso es comparativamente más elevado en las regiones pobres, a los restantes sectores productivos, cuya productividad es más elevada. Esta es una explicación posible, que es objeto de contraste en el apartado siguiente, de un proceso de convergencia «sigma» que se da para la productividad total y que, sin embargo, no se aprecia de forma clara en el ámbito de los cuatro sectores productivos contemplados, puesto que únicamente la productividad industrial muestra un proceso de convergencia «sigma».

La *segunda* es que las potencialidades de convergencia «sigma» en la productividad sectorial de las comunidades autónomas españolas se van progresivamente agotando. Cuando la productividad sectorial alcanza similares valores en las distintas autonomías, las posibilidades de igualación de los niveles de PIB per cápita se derivan, fundamentalmente, de cambios en la estructura del empleo o de un aumento relativo de los empleos per cápita en las regiones más pobres, pero no de mejoras diferenciales sustantivas en unos niveles de productividad sectorial que se manifiestan no muy alejados entre sí. La afirmación es en especial

relevante para el sector industrial, que parte de una disparidad inicial de productividad entre regiones muy elevada, y que se reduce de forma apreciable hasta 1981.

### 3. Convergencia en la estructura productiva de las comunidades autónomas

Los resultados de los dos apartados precedentes plantean una aparente paradoja. Por un lado, en III.1, se comprueba que en el período 1955-1989 se produce de forma homogénea convergencia «sigma» para la productividad total. No obstante, por otro, en III.2, se constata que descendiendo al detalle sectorial, de los cuatro grandes sectores productivos, sólo se da convergencia «sigma» para la productividad en industria en el subperíodo 1955-1981, pero no para las productividades en la agricultura, la construcción y los servicios. Se plantea, pues, la pregunta de cómo la ausencia de convergencia en las productividades sectoriales es compatible con la convergencia en la productividad total.

A este respecto, con fines descriptivos, puede ser útil el cuadro n.º 2, en el que, a través del análisis de la regresión, la ecuación 1 presenta la estimación del crecimiento diferencial de la productividad total (crecimiento de la productividad total en la comunidad autónoma «i» en «t» «menos» crecimiento de la productividad total a escala nacional) en función de los crecimientos diferenciales de las productividades en agricultura, industria, construcción y servicios, formando un panel de las 17 comunidades autónomas en las 16 observaciones temporales disponibles. Cuando, como variable explicativa adicional, se añade el *gap* previo de productividad, definido como la diferencia entre el logaritmo de la productividad total en la comunidad autónoma «i» y el logaritmo de la productividad total a escala nacional, la variable explicativa es positiva y claramente significativa (véase ecuación 2). Lo que la ecuación 2 indica es que, como promedio, para un mismo crecimiento de las productividades sectoriales, el crecimiento de la productividad total es mayor en las regiones cuyo nivel de productividad de partida es más reducido.

La razón de este resultado entendemos que puede deberse, entre otros, a dos factores:

CUADRO N.º 2

**VARIABLE DEPENDIENTE: CRECIMIENTO DIFERENCIAL DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL**

Variables explicativas	Ecuación 1	Ecuación 2
Crecimiento diferencial de productividad en agricultura .....	0,145 (13,92)	0,142 (14,04)
Crecimiento diferencial de productividad en industria .....	0,242 (12,05)	0,223 (11,12)
Crecimiento diferencial de productividad en construcción .....	0,099 (6,58)	0,095 (6,51)
Crecimiento diferencial de productividad en servicios .....	0,427 (11,32)	0,415 (11,32)
Gap de productividad en «t-1».	—	0,031 (4,20)
Coefficiente de determinación ...	0,654	0,676
Error <i>standard</i> .....	0,0252	0,0244
Coefficiente autocorrelación residuos .....	0,01	-0,02

- El crecimiento diferencial de productividad se obtiene como la diferencia entre el crecimiento de productividad en la comunidad autónoma «i» en el período «t» y el crecimiento de productividad a escala nacional en «t».
- El *gap* de productividad es la diferencia entre el logaritmo de la productividad total a escala nacional y el logaritmo de la productividad total en la comunidad autónoma «i».
- Estadísticos «t» entre paréntesis.
- Número de observaciones: 272 (Producto de 17 comunidades autónomas y 16 períodos).

• En primer lugar, al distinto peso de los sectores productivos en las regiones según el nivel de productividad. A título ilustrativo, si el sector servicios pesa más en las regiones ricas, como se vio en la sección segunda, caracterizadas también por un nivel de productividad más elevado, que en las pobres, y si el crecimiento de productividad es menor en el sector servicios que en el resto de sectores, un mismo crecimiento de las productividades sectoriales en las distintas comunidades autónomas es compatible con un mayor crecimiento de la productividad total en las regiones pobres. La razón se debe a que el sector que más pesa en las regiones ricas es el que experimenta crecimientos más reducidos de productividad.

Así, en el período 1955-1989, el crecimiento medio de la productividad en los servicios en España fue de un 2,2 por 100, frente a un crecimiento medio de la productividad total del 4,7 por 100. Por otro lado, según datos de 1955, el peso de los empleos en servicios en las cinco comunidades autónomas más pobres (primer tercio, compuesto por Extremadura, Castilla-La Mancha, Galicia, Murcia y Andalucía) era del 19 por 100, mientras que el peso de los empleos en los servicios en las cinco

comunidades autónomas más ricas en 1955 (último tercio, formado por el País Vasco, Cataluña, Madrid, Cantabria y Asturias) era del 33 por 100.

En consecuencia, esta simple razón de estructura productiva, subproducto en parte del nivel de desarrollo económico, puede contribuir a explicar convergencia en productividad total y ausencia de convergencia en productividades sectoriales.

• En segundo lugar, si el trasvase de población ocupada en agricultura hacia otros sectores productivos, cuyo nivel de productividad es más elevado, se produce con mayor intensidad en las regiones pobres que en las ricas, puede darse también un proceso de convergencia «sigma» en productividad total, a pesar de no existir convergencia en las productividades sectoriales.

En este sentido, el peso de los empleos en agricultura en las cinco comunidades autónomas más pobres en 1955 pasa de un 61 por 100 en esta fecha a un 24 por 100 en 1989. Es decir, la pérdida de peso de la agricultura es de 37 puntos porcentuales. Por contra, en las cinco comunidades autónomas más ricas el peso de la población ocupada agrícola se reduce de un 24 por 100 en 1955 a un 9 por 100 en 1989, con pérdida de 15 puntos porcentuales. La mayor transferencia de recursos en las regiones pobres de un sector de baja productividad hacia otros sectores cuya productividad es más alta (recuérdese que en 1989 la productividad media en agricultura era de 1,43 millones de pesetas, frente a 4,12 en industria, 3,08 en construcción y 3,81 en servicios) es otra razón de convergencia «sigma» en productividad total, y de ausencia de convergencia «sigma» en productividades sectoriales.

A este respecto, puede ser útil examinar la convergencia en estructura productiva como factor condicionante de la convergencia en productividad total.

El índice de desigualdad en estructura productiva, en términos de empleo, se define a partir de:

$$\text{Índice total desigualdad estructura productiva en el período «t»} = \frac{\sum_{i=1}^{17} [(PA_{it} - \overline{PA}_t)^2 + (PI_{it} - \overline{PI}_t)^2 + (PC_{it} - \overline{PC}_t)^2 + (PS_{it} - \overline{PS}_t)^2]}{17}$$

en donde «PA<sub>it</sub>» es el peso de la agricultura medido a través de empleos en la comunidad autónoma «i» en el período «t» y «PA<sub>t</sub>» es el peso de la agricultura a escala nacional en «t», «PI» es el peso de la industria, «PC» es el peso de la construcción y

«PS» es el peso de los servicios. El valor del índice sería cero si la estructura productiva fuese la misma en las diecisiete autonomías.

Por otro lado, este índice puede descomponerse en la suma de los índices de desigualdad de agricultura, industria, construcción y servicios:

$$\text{Índice desigualdad agricultura en «b»} = \frac{\sum_{i=1}^{17} (PA_i - \overline{PA_i})^2}{17}$$

$$\text{Índice desigualdad industria en «b»} = \frac{\sum_{i=1}^{17} (PI_i - \overline{PI_i})^2}{17}$$

$$\text{Índice desigualdad construcción en «b»} = \frac{\sum_{i=1}^{17} (PC_i - \overline{PC_i})^2}{17}$$

$$\text{Índice desigualdad servicios en «b»} = \frac{\sum_{i=1}^{17} (PS_i - \overline{PS_i})^2}{17}$$

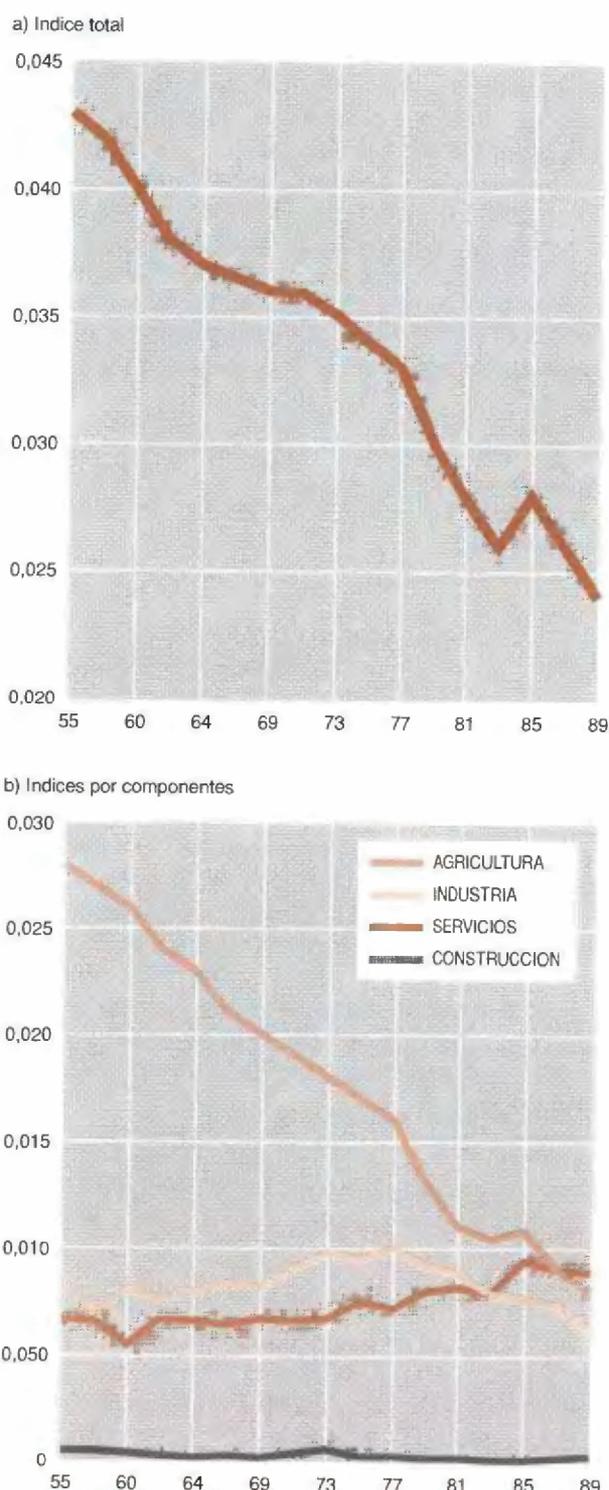
La representación de estos índices se efectúa en el gráfico 11, en cuya parte superior se observa que la estructura productiva, en términos de empleo, en las comunidades autónomas españolas es progresivamente más homogénea. No obstante, como la parte inferior del gráfico 11 sugiere, la razón de esta homogeneidad se debe a la mayor pérdida de peso de la agricultura en las regiones pobres. Este resultado está en consonancia con el razonamiento previo. La transferencia de recursos de la agricultura hacia otros sectores productivos de productividad media más elevada ha sido más intensa en las regiones pobres que en las ricas. Este comportamiento contribuye a explicar la convergencia «sigma» en productividad total y, por tanto, la convergencia «sigma» en los niveles de PIB per cápita en el período 1955-1981, así como la convergencia en estructura productiva. La crisis industrial en la última década dificulta la continuidad de la transferencia de recursos y, en última instancia, de la convergencia en los niveles regionales de renta.

#### IV. ANALISIS DE LA HIPOTESIS DE CONVERGENCIA «BETA» NO CONDICIONADA

##### 1. Marco conceptual

La convergencia «beta» trata de contrastar la proposición de que el crecimiento de productividad está directamente ligado al *gap* previo de productividad. Es decir, cuanto mayor es la distancia entre

GRAFICO 11  
INDICES DE DESIGUALDAD DE LA ESTRUCTURA DEL EMPLEO ENTRE CC.AA.



el nivel de productividad frontera y el nivel de productividad observado, mayor es el potencial de crecimiento futuro de productividad y, por tanto, cabe también esperar un mayor crecimiento de esta productividad a través de los procesos de difusión de innovaciones en sentido amplio, ya sean de tipo técnico u organizativas. En la medida en que la distancia entre tecnología marginal y promedio del *stock* de capital sea más elevada en las economías pobres que en las ricas, el propio proceso de inversión puede explicar un proceso de convergencia de productividad, dado que los nuevos bienes de capital suelen incorporar similar tecnología, y ésta comporta un mayor desfase con respecto a la de los bienes de capital sustituidos en las economías menos desarrolladas que en las economías que se hallan más próximas a la frontera.

En concreto, siendo « $\Pi_t^f$ » el nivel de productividad frontera en « $t$ » y « $\Pi_t$ » el nivel de productividad observado en la comunidad autónoma « $i$ », se supone que se verifica:

$$\ln \Pi_t - \ln \Pi_{t-1} = \alpha + \beta \cdot (\Pi_{t-1}^f - \ln \Pi_{t-1}) + u_t \quad [IV-1]$$

La ecuación se postula para el panel de datos formado por las 17 comunidades autónomas españolas y observaciones bianuales del período 1955-1989, salvo 1957-60 y 1964-67. En total se dispone de 272 observaciones, debido a la existencia de un desfase en la variable explicativa. Por otro lado, « $u_t$ » es el tradicional elemento de perturbación aleatoria. En esta ecuación [IV-1], la convergencia «beta» se manifiesta en la obtención de un coeficiente « $\beta$ » significativo, expresivo de la «ventaja» de ser pobre cara al crecimiento. A efectos de estimación se plantea, no obstante, el problema de que la productividad «frontera» no es directamente observable. Esta dificultad es fácilmente subsanable promediando para todo « $i$ » en cada « $t$ » y obteniendo:

$$\overline{\ln \Pi_t} - \overline{\ln \Pi_{t-1}} = \alpha + \beta \cdot (\overline{\ln \Pi_{t-1}^f} - \overline{\ln \Pi_{t-1}}) + \bar{u}_t \quad [IV-2]$$

Calculando la diferencia entre [IV-1] y [IV-2], se deduce la ecuación básica de convergencia a estimar:

$$\Delta \ln \Pi_t - \Delta \overline{\ln \Pi_t} = \beta \cdot (\overline{\ln \Pi_{t-1}^f} - \ln \Pi_{t-1}) + v_t \quad [IV-3]$$

en donde « $v_t$ » es el nuevo elemento de perturbación aleatoria. Obsérvese que, en definitiva, la ecuación predice que la diferencia entre el crecimiento de la productividad en la región « $i$ » y el crecimiento medio de productividad en el Estado español depende positivamente de la diferencia previa entre el nivel medio de productividad y el nivel de productividad

en la región « $i$ ». Es decir, del *gap* previo de productividad.

A efectos de analizar la relación existente entre convergencia «sigma» y convergencia «beta», en analogía a Sala i Martín (1993), la ecuación [IV-3] puede expresarse como:

$$\ln \Pi_t - \overline{\ln \Pi_t} = (1 - \beta) \cdot (\ln \Pi_{t-1} - \overline{\ln \Pi_{t-1}}) + v_t \quad [IV-4]$$

Calculando varianzas y bajo el supuesto, un tanto irrealista como más adelante se verá, de independencia entre regresor y perturbación aleatoria, se deduce:

$$\sigma_t^2 = (1 - \beta)^2 \cdot \sigma_{t-1}^2 + \sigma_{v_t}^2 \quad [IV-5]$$

Suponiendo la constancia en el tiempo de la varianza de la perturbación aleatoria (es decir,  $\sigma_{v_t}^2 = \sigma_v^2$ ), se tiene:

$$\sigma_t^2 = (1 - \beta)^2 \cdot \sigma_{t-1}^2 + \sigma_v^2 \quad [IV-6]$$

Si se satisface la condición de estabilidad, lo que exige que « $(1 - \beta)^2 < 1$ », el valor de equilibrio de « $\sigma_t^2$ » viene dado por:

$$\sigma_*^2 = \frac{\sigma_v^2}{1 - (1 - \beta)^2} \quad [IV-7]$$

Es decir:

$$\sigma_t^2 = \sigma_*^2 + (1 - \beta)^2 \cdot (\sigma_{t-1}^2 - \sigma_*^2) \quad [IV-8]$$

El aspecto importante que la ecuación [IV-8] permite destacar es que, a pesar de darse convergencia «beta», puede no darse convergencia «sigma». En particular, si la dispersión en los niveles de productividad coincide con la dispersión de equilibrio, se tendrá convergencia «beta» y un grado estable de convergencia «sigma».

Por otro lado, si la varianza de la perturbación aleatoria no es constante, entre dos períodos de tiempo puede darse divergencia «sigma» a pesar de verificarse la convergencia «beta». Puede demostrarse con facilidad que esta situación se producirá si se cumple:

$$\sigma_{t-1}^2 < \frac{\sigma_{v_t}^2}{1 - (1 - \beta)^2} = (\sigma_t^2)_* \quad [IV-9]$$

Es decir, si la dispersión en « $t - 1$ » es menor que la dispersión de equilibrio en « $t$ », la convergencia «beta» puede coexistir con divergencia «sigma». Fenómenos de esta naturaleza pueden ser más frecuentes en períodos de turbulencia económica.

En definitiva, las ideas que este desarrollo analítico trata de precisar, son:

En primer lugar, como destaca Sala i Martín, si bien los conceptos de convergencia «beta» y «sigma» difieren, están claramente relacionados, pero sólo bajo la hipótesis de independencia entre posibles efectos individuales específicos y la variable explicativa.

En segundo lugar, la estabilización de la convergencia «sigma» no significa la inexistencia de convergencia «beta». Cuando los niveles de productividad han prácticamente convergido (en otras palabras, si la dispersión de la variable es reducida), apenas quedará margen para la convergencia «sigma» a pesar de que la convergencia «beta» sea relevante. Es decir, a pesar de la existencia de una asociación positiva entre crecimiento diferencial de productividad y distancia de productividad con respecto a la media.

Finalmente, si se admiten efectos individuales específicos distintos entre regiones que captan variables tales como la dotación de factores o la estructura productiva, y se estima el modelo de efectos fijos, la convergencia «sigma» y la convergencia «beta» son conceptos distintos, ya que en el primer caso se está midiendo la convergencia no condicionada, mientras que en el segundo se está aproximando de forma indirecta la convergencia condicionada; es decir, la convergencia bajo la hipótesis *ceteris paribus*. En consecuencia, la pregunta planteada en este caso es si una región, al aproximarse a la frontera de productividad, pierde potencialidades de crecimiento y, por contra, si esta misma región cuando era pobre, por el hecho de estar más alejada de la frontera, disponía de una ventaja relativa mayor cara al crecimiento.

## 2. Productividad total

El cuadro n.º 3 ofrece los resultados de la estimación de la ecuación básica de convergencia [IV-3], formando un panel de datos constituido por las diecisiete autonomías españolas en el período 1955-1989. Se dispone en total de 272 observaciones, dado que se trata de observaciones, en general, bianuales y que la variable explicativa actúa con desfase.

En primer lugar, se estima la ecuación de convergencia no condicionada por mínimos cuadrados ordinarios. Un test de Breusch-Pagan para contrastar el modelo de efectos estocásticos *versus* el modelo clásico de regresión sólo rechazaba la hipótesis nula a niveles de significación en exceso a 0,14 (véase Greene, 1991 y 1993). El coeficiente

CUADRO N.º 3  
ANÁLISIS DE LA CONVERGENCIA «BETA»  
NO CONDICIONADA  
DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL  
Variable dependiente:  $\Delta \ln \Pi_t - \Delta \ln \bar{\Pi}_t$

Variables explicativas	Coefficiente	Estadístico «t»	Nivel de equilibrio Convergencia «sigma»
$\ln \bar{\Pi}_{t-1} - \ln \Pi_{t-1}$	0,065	5,49	0,11

Coefficiente determinación: 0,100.  
Error standard: 0,0404.  
Coeficiente autocorrelación residuos: -0,17.

que afecta a la distancia inicial de productividad con respecto a la frontera es positivo y significativo, lo que es expresivo de que el crecimiento diferencial de productividad está directamente asociado al *gap* de productividad previo. En otras palabras, el crecimiento de productividad tiende a ser más elevado en las regiones más pobres que en las más ricas. Por otro lado, bajo la hipótesis de independencia entre la perturbación aleatoria y el regresor, la ecuación [IV-7] permite obtener el nivel de equilibrio de la convergencia «sigma». Este nivel de equilibrio de la convergencia «sigma» se cifra en «0,11», mientras que el valor observado de la convergencia «sigma» en 1989, tal como se detalla en la sección precedente, es solo ligeramente superior a «0,13». De aquí podría deducirse que las posibilidades futuras de convergencia en productividad tienden a agotarse. Es decir, dado que desde 1955 hasta 1989 los niveles de productividad, si se examinan en términos comparativos, han convergido de forma apreciable, no cabe esperar importantes logros por esta vía como mecanismo de reducción de las disparidades en la distribución del PIB per cápita regional.

## 3. Productividades sectoriales

El cuadro n.º 4 detalla los resultados obtenidos para las productividades sectoriales. Las estimaciones también proceden de la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios a la ecuación básica de convergencia [IV-3]. Salvo por lo que respecta a industria, el test de Breusch-Pagan previamente citado sólo rechazaba la hipótesis nula del modelo clásico de regresión frente al de efectos estocás-

CUADRO N.º 4

**ANÁLISIS DE LA CONVERGENCIA «BETA» NO CONDICIONADA DE LAS PRODUCTIVIDADES SECTORIALES**  
**Variable dependiente:  $\Delta \ln \Pi_t - \Delta \ln \Pi_t$**

Variables explicativas	AGRICULTURA		INDUSTRIA		CONSTRUCCION		SERVICIOS	
	Coefficiente	Nivel equilibrio convergencia «sigma»						
$\ln \Pi_{t-1} - \ln \Pi_{t-2}$ .....	0,099 (3,54)	0,33	0,154 (6,53)	0,13	0,381 (8,35)	0,12	0,076 (4,06)	0,10
Coefficiente determinación.		0,044		0,134		0,205		0,057
Error <i>standard</i> .....		0,145		0,071		0,092		0,040
Coefficiente autocorrelación residuos .....		-0,19		0,10		0,01		-0,16

Estadísticos «b» entre paréntesis debajo de los coeficientes.

tivos a niveles de significación en exceso a 0,20. En industria, el nivel marginal de significación se situaba en el 1,3 por 100 y los resultados de aplicar el MCO o MCG (modelo de efectos estocásticos) eran muy similares.

Por lo que respecta a la agricultura, el coeficiente «beta» es positivo y significativo, lo que resulta expresivo de la asociación positiva entre crecimiento diferencial de productividad y distancia con respecto a la frontera. A pesar de darse convergencia «beta» no condicionada, se da una cierta dosis de divergencia «sigma», tal como el gráfico 7 muestra. La aparente paradoja puede explicarse a partir del valor de equilibrio de convergencia «sigma» que se deduce de la ecuación estimada de convergencia «beta». En concreto, el valor de equilibrio de convergencia «sigma» se evalúa, mediante la aplicación de la ecuación [IV-7], en 0,33. Este valor es superior a los valores observados de convergencia «sigma» de principios de período. Esta circunstancia es, pues, una forma de razonar la coexistencia de divergencia «sigma» y convergencia «beta» según se deduce de la ecuación [IV-8]. Adicionalmente, en la medida en que la varianza del componente aleatorio de la ecuación de convergencia en agricultura aumente en el tiempo, el fenómeno de convergencia «beta» y divergencia «sigma» puede perdurar.

En términos económicos, la productividad en agricultura está sometida a la erraticidad derivada de las condiciones climatológicas en conjunción con el tipo de producción agrícola de las distintas regiones. Esta erraticidad define un límite inferior de la convergencia «sigma». A partir de la información

disponible, no cabe esperar una convergencia «sigma» en la productividad agrícola en el próximo futuro y, por tanto, que ésta sea una vía de igualación del PIB per cápita entre autonomías.

Con respecto al sector industrial, la característica más relevante que del cuadro n.º 4 se desprende es que el grado de convergencia «sigma» de equilibrio de 0,13 prácticamente coincide con el valor observado hacia final del período (véase gráfico 8). Es decir, el sector manifiesta convergencia «beta», pero es improbable que esta convergencia «beta» se traduzca en una profundización de la convergencia «sigma». En otras palabras, como se sugirió previamente y en este apartado se cuantifica, la productividad del sector industrial ya ha convergido de forma apreciable en el período 1955-1981, por lo que no es esperable que ésta sea una importante vía futura de igualación de los PIB per cápita regionales.

Algo similar sucede con los sectores de la construcción y de los servicios. En el período de tiempo analizado no se ha dado convergencia «sigma», si bien en ambos casos existe evidencia en favor de la convergencia «beta». La forma de explicar el resultado es que el grado de convergencia «sigma» de equilibrio prácticamente coincide en ambos casos con los respectivos valores observados, tal como se deduce de los gráficos 9 y 10.

En síntesis, de la estimación de la ecuación de convergencia «beta» no condicionada a escala sectorial se desprende que, a pesar de darse tal tipo de convergencia, las posibilidades futuras de reducción

de disparidades regionales en productividad son muy limitadas y, por tanto, su contribución potencial a la igualación de los niveles de renta entre autonomías.

## V. ANALISIS DE LA HIPOTESIS DE CONVERGENCIA «BETA» CONDICIONADA

### 1. Productividad total

Al estimar los modelos de convergencia «beta» no condicionada, se ha supuesto la independencia entre regresor y perturbación aleatoria. No obstante, esta hipótesis puede ser cuestionable. Para corregir este fenómeno, se estima el modelo de efectos fijos y estos efectos fijos se interpretan como factores condicionantes de la convergencia que operan en el ámbito de cada comunidad autónoma. Los efectos fijos se captan a través de diecisiete términos constantes individuales específicos de cada comunidad autónoma y pueden recoger fenómenos tales como la distinta dotación de factores entre regiones o la propia estructura productiva de partida. Antes de estimar el modelo de efectos fijos, se estimó la ecuación [IV-3] de convergencia de forma individual para cada una de las diecisiete autonomías y, posteriormente, se incorporó la restricción de igualdad de todos los coeficientes salvo los respectivos términos constantes. A través de la aplicación de un test de Chow, la hipótesis nula no resultó rechazada a un nivel de significación del 5 por 100. De aquí se desprende que el modelo de efectos fijos puede constituir una caracterización razonable del proceso de generación de los datos.

Al estimar el modelo de efectos fijos, que, como ya se ha indicado, puede interpretarse como una vía de aproximación indirecta del proceso de convergencia condicionada, el coeficiente «beta», que mide el efecto «distancia con respecto a la frontera», resulta muy reforzado (véase el cuadro n.º 5 y el gráfico 12, que muestra la correlación parcial entre crecimiento diferencial de productividad y distancia de productividad frente a la media). En concreto, el coeficiente «beta» estimado se sitúa en «0,28», lo que significa que, como promedio, para una determinada comunidad autónoma, mejorar su nivel de PIB per cápita relativo en un 10 por 100 implica una reducción en el crecimiento anual diferencial de productividad de un 1,38 por 100, que es la media anual de 2,77. Sucede, por otro lado, que

CUADRO N.º 5

### ANALISIS DE LA CONVERGENCIA «BETA» CONDICIONADA DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL

Variable dependiente:  $\Delta \ln \Pi_t - \Delta \ln \bar{\Pi}_t$

Variables explicativas	Coefficiente	Estadístico «t»
$\ln \bar{\Pi}_{t-1} - \ln \Pi_{t-1}$ .....	0,277	7,25
Const. Andalucía .....	-0,037	3,26
Const. Aragón .....	0,003	0,31
Const. Asturias .....	-0,010	1,08
Const. Baleares .....	0,015	1,51
Const. Canarias .....	-0,009	0,91
Const. Cantabria .....	-0,004	0,43
Const. Castilla-La Mancha .....	-0,051	3,92
Const. Castilla y León .....	-0,040	3,46
Const. Cataluña .....	0,045	3,50
Const. Comunidad Valenciana .....	0,001	0,11
Const. Extremadura .....	-0,088	5,14
Const. Galicia .....	-0,116	5,88
Const. Madrid .....	0,063	4,34
Const. Murcia .....	-0,023	2,18
Const. Navarra .....	0,016	1,60
Const. País Vasco .....	0,050	3,56
Const. La Rioja .....	-0,008	0,86

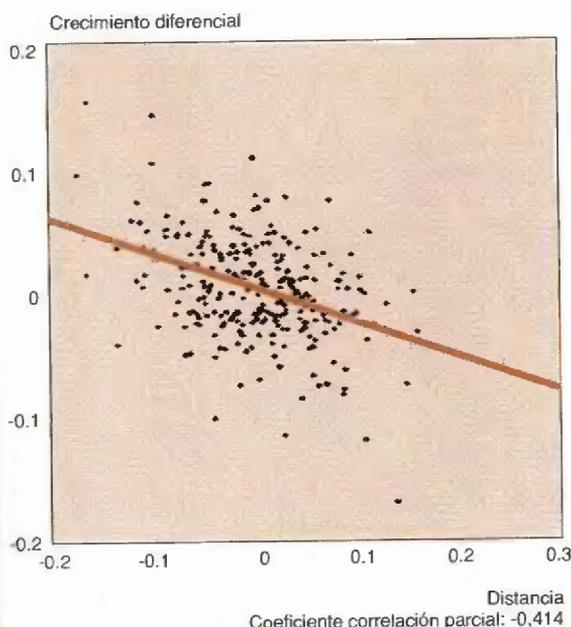
Coefficiente determinación: 0,224.

Error standard: 0,0387.

Coefficiente autocorrelación residuos: -0,08

los efectos individuales específicos están claramente correlacionados con los niveles de productividad y de PIB per cápita. En concreto, para 1989, la correlación entre efectos fijos y diferencial de productividad se sitúa en 0,97, y entre efectos fijos y diferencial de PIB per cápita en 0,80. Así, para las regiones más pobres, a pesar de que estar rezagadas puede constituir una ventaja cara al crecimiento, ésta no siempre se realizará, porque otros factores, captados por los respectivos términos constantes, dificultan el crecimiento. A título ilustrativo, los términos constantes más negativos corresponden a Extremadura o Galicia, que son regiones pobres, mientras que los términos constantes más positivos corresponden a Madrid, País Vasco o Cataluña, que son regiones ricas. Al incluir en la ecuación efectos temporales específicos, los resultados permanecían invariables, a la vez que, como cabía esperar *a priori*, éstos no resultaron significativos, dado que implícitamente ya se recogen al tomar diferencias con respecto a la media. Finalmente, cabe resaltar que al estimar las ecuaciones básicas de convergencia con sólo observaciones posteriores a 1981 (es decir, con observaciones posteriores al período observado de

**GRAFICO 12**  
**CORRELACION PARCIAL ENTRE CRECIMIENTO**  
**DIFERENCIAL DE PRODUCTIVIDAD TOTAL**  
**Y DISTANCIA DE PRODUCTIVIDAD**  
**FRENTE A LA MEDIA**



convergencia «sigma» en el PIB per cápita), seguía apareciendo una clara evidencia en favor de las hipótesis de convergencia «beta», tanto condicionada como no condicionada. (Véase el *anexo* para una comparación de los resultados derivados de estimar la ecuación de convergencia propuesta frente a la formulada por Barro y Sala i Martín, 1991 a y b).

En síntesis, los resultados hallados apoyan la hipótesis de convergencia «beta». Una mayor distancia de productividad con respecto a la frontera representa una ventaja cara al crecimiento. No obstante, por lo que respecta a la convergencia «beta» condicionada, otros factores específicos, captados por los respectivos términos constantes, pueden impedir la realización de este potencial de crecimiento. La dotación de factores en sentido amplio podría ser uno de ellos. Por otro lado, como se vio en la sección III de este trabajo, son las regiones más pobres las que han experimentado en años recientes una mayor destrucción de empleos. Por ello, aunque se halle evidencia fuerte en favor de la hipótesis de convergencia condi-

cionada, las conclusiones son un tanto pesimistas en cuanto a las posibilidades de las regiones más pobres de materializar este mayor potencial de crecimiento en ausencia de cambios significativos. Si bien la distancia con respecto a la frontera es una ventaja cara al crecimiento, en las regiones pobres otros condicionantes, que un posterior análisis debería tratar de identificar, dificultan que se produzca el proceso de acercamiento a las más ricas.

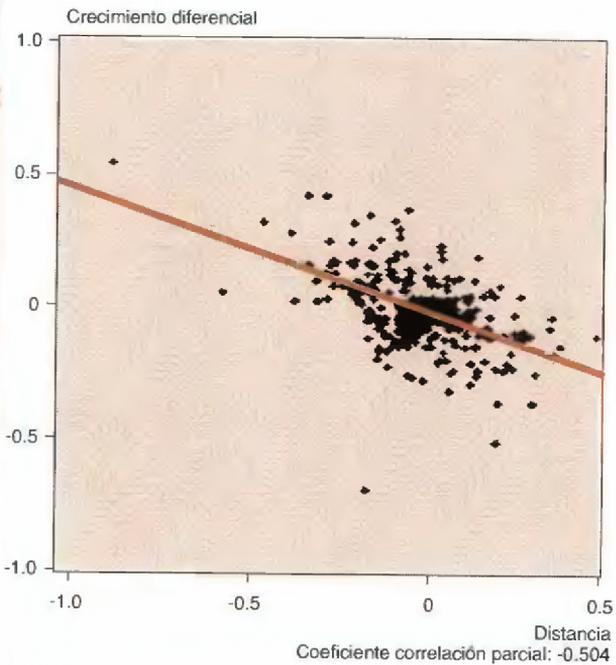
## 2. Productividades sectoriales

Con respecto a la convergencia «beta» de las productividades sectoriales condicionada a la inclusión de efectos individuales específicos de cada comunidad autónoma, tal como el cuadro n.º 6 y el gráfico 13 evidencian, ésta también resulta muy amplificada si se compara con la no condicionada. Así, los valores estimados para «beta» son de 0,46 para la agricultura, de 0,27 para la industria, de 0,52 para la construcción y de 0,39 para los servicios. Los resultados permanecían invariables al introducir efectos temporales específicos, dado que tales efectos ya quedan captados al tomar diferencias con respecto a la media. Por otro lado, seguía apareciendo convergencia «beta» condicionada, al igual que no condicionada, al dividir la muestra y utilizar únicamente las últimas observaciones muestrales. En cualquier caso, esta convergencia «beta» condicionada es informativa del efecto positivo de la distancia con respecto a la frontera como motor del crecimiento de la productividad, pero no acerca de la igualación de los niveles de productividad entre regiones, dado que los términos constantes diferenciales impiden relacionar las convergencias «beta» y «sigma».

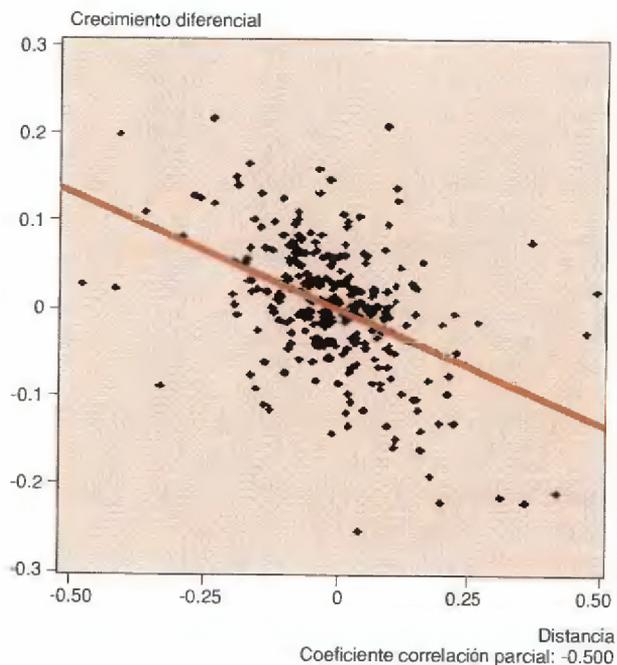
Para concluir la presentación de los resultados de la convergencia «beta», cabe señalar que las ecuaciones de convergencia de las productividades total y sectoriales fueron también estimadas considerando el conjunto del período (es decir, productividades de partida en 1955 y crecimiento medio en el período 1955-1989), así como por subperíodos de 8 años, formando un panel de 68 observaciones. En todos los casos, las conclusiones cualitativas (los resultados no se detallan con objeto de no alargar la exposición) permanecían invariables, obteniéndose efectos positivos y significativos de la distancia inicial de productividad sobre su ulterior crecimiento.

**GRAFICO 13**  
**CORRELACION PARCIAL ENTRE CRECIMIENTO DIFERENCIAL DE LA PRODUCTIVIDAD**  
**Y DISTANCIA DE PRODUCTIVIDAD FRENTE A LA MEDIA**

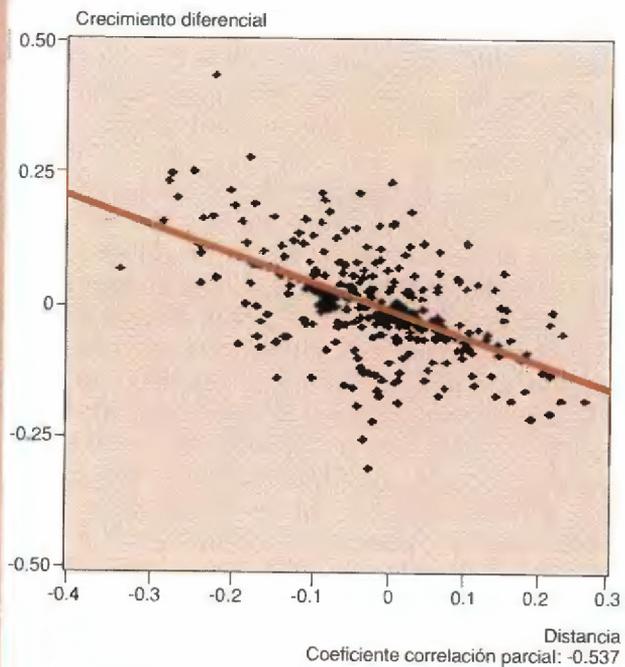
AGRICULTURA



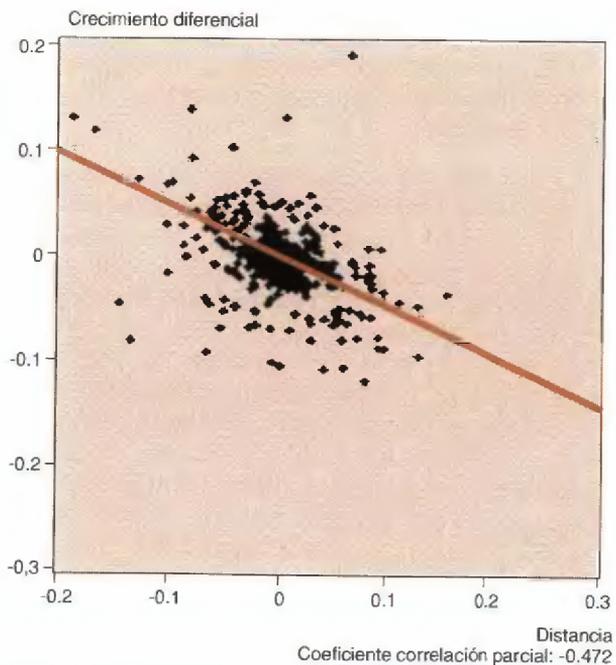
INDUSTRIA



CONSTRUCCION



SERVICIOS



CUADRO N.º 6

## ANÁLISIS DE LA CONVERGENCIA «BETA» CONDICIONADA DE LAS PRODUCTIVIDADES SECTORIALES

Variable dependiente:  $\Delta \ln \Pi_t - \Delta \ln \Pi_{t-1}$ 

Variables explicativas	AGRICULTURA		INDUSTRIA		CONSTRUCCION		SERVICIOS	
	Coefficiente	Estadístico «t»						
$\ln \Pi_{t-1} - \ln \Pi_{t-2}$ .....	0,461	9,30	0,270	8,03	0,523	10,14	0,385	8,54
Const. Andalucía .....	0,036	1,08	-0,017	0,98	-0,025	1,09	-0,047	4,36
Const. Aragón .....	0,097	2,89	0,008	0,49	0,027	1,23	-0,014	1,50
Const. Asturias .....	-0,226	5,90	0,060	3,30	-0,065	2,83	-0,016	1,73
Const. Baleares .....	0,003	0,07	-0,067	3,73	0,011	0,50	0,024	2,44
Const. Canarias .....	-0,013	0,39	0,012	0,68	0,036	1,60	-0,019	2,09
Const. Cantabria .....	-0,072	2,14	0,025	1,40	-0,017	0,78	0,005	0,54
Const. Castilla-La Mancha .....	0,095	2,80	-0,032	1,82	-0,031	1,39	-0,078	5,73
Const. Castilla y León .....	0,011	0,33	0,018	1,03	-0,012	-0,51	-0,053	4,63
Const. Cataluña .....	0,154	4,24	0,008	0,47	0,000	0,00	0,038	3,63
Const. Com. Valenciana .....	0,067	2,01	-0,049	2,82	0,041	1,81	0,004	0,52
Const. Extremadura .....	-0,046	1,40	-0,013	0,66	-0,046	2,00	-0,094	6,77
Const. Galicia .....	-0,268	6,43	-0,004	0,23	-0,064	2,79	-0,059	4,94
Const. Madrid .....	0,029	0,87	0,007	0,42	0,023	1,03	0,053	4,74
Const. Murcia .....	0,053	1,63	-0,036	2,10	0,039	1,76	-0,039	3,80
Const. Navarra .....	0,218	5,47	-0,018	1,07	0,026	1,17	-0,001	0,09
Const. País Vasco .....	0,164	4,27	0,030	1,67	0,000	0,04	0,029	2,93
Const. La Rioja .....	0,218	5,57	-0,069	3,87	0,048	2,13	0,001	0,12
Coefficiente determinación.	0,271		0,266		0,296		0,244	
Error standard .....	0,130		0,068		0,089		0,037	
Coef. autocorrelación residuos .....	-0,08		0,05		0,01		-0,04	

## VI. CONSIDERACIONES FINALES

Del trabajo expuesto en las páginas precedentes, con objeto de sintetizar, cabría subrayar los siguientes extremos:

1. Como *flash* de la situación en la que se enmarca el análisis de la convergencia real, la distribución de la renta entre las distintas comunidades autónomas que configuran el mapa político español muestra disparidades. No obstante, las disparidades regionales en la distribución del PIB per cápita son más acusadas que cuando éstas se analizan desde la óptica de la renta familiar disponible per cápita, en buena medida debido a la acción redistributiva del sector público. Por otro lado, en 1989, las regiones pobres se caracterizaban por un menor nivel de empleo per cápita y por una menor productividad del trabajo, que sólo en parte viene explicada por la propia estructura del empleo. Finalmente, cabe señalar que los niveles relativos de PIB per cápita están directamente asociados al desarrollo de los sectores industrial y de los servicios.

2. Con respecto a la convergencia «sigma» en los niveles de PIB per cápita (en definitiva, el grado de disparidad en los niveles de PIB per cápita regionales), ésta se da de forma acusada en el período 1955-1981. Durante estos años, la distribución del PIB entre las distintas regiones españolas es progresivamente más homogénea, desempeñando en este proceso un importante papel al acercamiento de la renta media per cápita de las regiones de renta intermedia a las regiones de renta media per cápita más elevada. A partir de esta fecha, el proceso de convergencia «sigma» se interrumpe debido a la mayor pérdida de empleos per cápita en las regiones pobres. No obstante, en todo el período, incluida la última década, se da convergencia en la productividad total del trabajo. Es decir, de forma progresiva y sostenida, el grado de dispersión en los niveles de productividad entre regiones muestra tendencia a reducirse. A pesar de ello, a través del estudio de la convergencia «beta» (la relación inversa entre crecimiento de la productividad y nivel de partida de esta productividad), se sugiere que las posibilidades futuras de con-

vergencia en productividad tienden también a agotarse.

3. La idea de un posible agotamiento del proceso de convergencia en productividad resulta reforzada cuando se analiza el comportamiento de esta variable a escala de los cuatro grandes sectores productivos de agricultura, industria, construcción y servicios. Se comprueba que, a grandes rasgos, el grado de convergencia «sigma» en productividad sectorial entre autonomías permanece prácticamente invariable. El hecho de que coexistan convergencia en productividad total y no convergencia en productividades sectoriales viene explicado, fundamentalmente, por el trasvase de empleos del sector agrícola a los restantes sectores productivos cuyo valor medio de la productividad es más elevado, así como por la distinta estructura productiva regional. En cualquier caso, la reasignación más intensa de población agrícola a los restantes sectores productivos en las regiones pobres constituye un importante factor explicativo de la convergencia en productividad total en un contexto de ausencia de convergencia en las productividades sectoriales individuales. Dado que la transferencia de población agrícola a otros sectores condiciona las posibilidades de convergencia «sigma» en productividad total, si este trasvase no se da con mayor intensidad en las regiones pobres que en las ricas, o bien si las regiones pobres no son capaces de crear un mayor número de empleos per cápita, el grado de disparidad en la distribución de los niveles de PIB per cápita regionales tenderá a permanecer.

En efecto, como ya se ha indicado, la intensa convergencia «sigma» en los niveles de PIB per cápita regionales que caracteriza al período 1955-1981 se diluye a partir de esta fecha. Las posibilidades de convergencia en renta resultan más limitadas a medida que se completa el proceso de absorción de desempleo encubierto agrícola vía la reasignación de la población ocupada dentro de las regiones, o vía los mecanismos migratorios.

## NOTAS

(\*) Los autores desean expresar su agradecimiento a los comentarios de Joaquín Maudos.

(1) Mas *et al.* (1993 a) descomponen el empleo per cápita (no los empleos per cápita) en el producto de tasa de actividad y tasa de ocupación. No obstante, no se dispone de información por sectores del primer componente, motivo por el que se ha preferido mantener la descomposición descrita.

## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- BARRO, J., y SALA I MARTÍN, X. (1991a), «Economic growth and convergence across the USA», *N.B.E.R., W.P.*, 3419.
- (1991b), «Convergence across the states and regions», *Brookings Papers on Economic Activity*, n.º 1, págs. 107-182.
- (1992), «Convergence», *Journal of Political Economy*, vol. 100, n.º 2, páginas 223-251.
- BAUMOL, W. (1986), «Productivity growth, convergence and welfare: What the long run data show», *American Economic Review*, vol. 78, páginas 1072-1085.
- y WOLFF, E. N. (1988), «Productivity growth, convergence and welfare: Reply», *American Economic Review*, vol. 78, págs. 1155-1159.
- BANCO BILBAO VIZCAYA, *Renta nacional de España y su distribución provincial* (varios años).
- DE LONG, B. (1988), «Productivity growth, convergence and welfare: Comment», *American Economic Review*, vol. 78, págs. 1138-1154.
- DOLADO, J. J.; GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M., y ROLDÁN, J. M. (1994), «Convergencia entre las provincias españolas: Evidencia empírica». En curso de publicación en *Moneda y Crédito*.
- DOWRICH, S., y NGUYEN, C. D. (1989), «OECD comparative economic growth: Catch up and convergence», *American Economic Review*, volumen 79, págs. 1010-1030.
- GREENE, W. H. (1991), *LIMDEP: Version 6.0, User's Manual*, Econometric Software, Inc. Bellport, New York.
- (1993), *Econometric analysis*, Macmillan Publishing Company.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, F., y URIEL, E. (1993 a), «Desigualdades regionales y convergencia», I.V.I.E., *Documento de Trabajo* WP-EC 93-05.
- PÉREZ, F., y URIEL, E. (1993 b), «Dotaciones de capital público y su distribución regional en España», I.V.I.E., *Documento de Trabajo* WP-EC 93-04.
- MAUDOS, J.; PÉREZ, F., y URIEL, E. (1993 c), «Capital público y productividad en las regiones españolas», I.V.I.E., en curso de publicación en *Moneda y Crédito*.
- PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA (1988 a), *Economía regional: Hechos y tendencias*, n.º 34, Fundación FIES.
- (1988 b), *Economía regional: Ideas y políticas*, n.º 35, Fundación FIES.
- (1990), *La España desigual de las autonomías*, n.º 45, Fundación FIES.
- (1992), *Balance económico de las autonomías*, n.º 51, Fundación FIES.
- (1993), *Comunidades Autónomas: Situación económica actual*, n.º 55, Fundación FIES.
- RAYMOND, J. L. (1993), «Acortamiento de distancias, convergencia y competitividad en los países de la Europa de los doce», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, número 56, págs. 78-97.
- SALA I MARTÍN, X. (1993), «The wealth of the regions», Yale University and N.B.E.R., mimeo.

## ANEXO

### ESTUDIO COMPARATIVO DE LOS RESULTADOS DE ESTIMAR LA ECUACION DE CONVERGENCIA PROPUESTA FRENTE A UNA FORMULACION ALTERNATIVA

Barro y Sala i Martín (1991a y b), utilizando como variable dependiente el PIB per cápita, que en nuestro caso se sustituye por la productividad aparente del trabajo, formulan la siguiente ecuación de convergencia:

$$\ln \Pi_t - \ln \Pi_{t-1} = a_* - [1 - \exp. (-\beta_*)] \cdot [\ln \Pi_{t-1} - g_* \cdot (t-1)] + u_t \quad [1]$$

en donde  $\Pi_t$  es la productividad en la región «i» en el período «t», y «a\_\*», « $\beta_*$ » y «g\_\*» son parámetros a estimar.

Utilizando la muestra de diecisiete regiones y observaciones, en general, bianuales en el período 1955-1989 se obtiene el resultado que seguidamente se detalla a través de la aplicación de mínimos cuadrados no lineales (Estadísticos «t» entre paréntesis):

$$\ln \Pi_t - \ln \Pi_{t-1} = 1,05 - [1 - \exp. (-0,072)] \cdot [\ln \Pi_{t-1} - 0,054 \cdot (t-1)]$$

(4,78) (4,08) (3,45)

$$R^2 = 0,121; \text{Coeficiente autocorrelación} = -0,08; \text{S.E.} = 0,0581; \text{S.C.R.} = 0,908406$$

A efectos de estimación, los resultados son equivalentes a especificar el modelo:

$$\ln \Pi_t - \ln \Pi_{t-1} = a - \beta \cdot \ln \Pi_{t-1} + g \cdot t \quad [2]$$

En efecto, la ecuación estimada es:

$$\ln \Pi_t - \ln \Pi_{t-1} = 1,05 - 0,070 \cdot \ln \Pi_{t-1} + 0,0038 \cdot t$$

(4,80) (4,23) (2,05)

$$R^2 = 0,121; \text{Coeficiente autocorrelación} = -0,08; \text{S.E.} = 0,0581; \text{S.C.R.} = 0,908406$$

y puede pasarse unívocamente de los segundos coeficientes a los primeros, coincidiendo exactamente el error *standard* y la suma de cuadrados de los residuos.

Si en la ecuación [2] se considera que el efecto del cambio técnico no es homogéneo, sino que varía de período a

período, y se estima el modelo de efectos fijos temporales, se tiene:

$$\ln \Pi_t - \ln \Pi_{t-1} = a - \beta \cdot \ln \Pi_{t-1} + \delta_t \quad [3]$$

Los resultados de la estimación de [3], considerando el primer año como período de referencia y utilizando quince variables ficticias temporales, son:

$$\ln \Pi_t - \ln \Pi_{t-1} = 0,971 - 0,067 \cdot \ln \Pi_{t-1} + \delta_t$$

(5,92) (5,49)

$$R^2 = 0,587; \text{Coeficiente autocorrelación} = -0,17; \text{S.E.} = 0,0409; \text{S.C.R.} = 0,427$$

Cabe comprobar que la ecuación es coincidente con la detallada en el cuadro n.º 3 del apartado IV de este trabajo. Es decir, tomar diferencias con respecto a las medias temporales, como se efectúa en nuestro trabajo, equivale a la introducción de efectos temporales específicos.

Finalmente, introducir efectos temporales e individuales específicos conduce a:

$$\ln \Pi_t - \ln \Pi_{t-1} = a - \beta \cdot \ln \Pi_{t-1} + \delta_t + \alpha_i \quad [4]$$

Los resultados de la estimación de [4], considerando el primer año y Andalucía como categorías de referencia, son:

$$\ln \Pi_t - \ln \Pi_{t-1} = 3,71 - 0,274 \cdot \ln \Pi_{t-1} + \delta_t + \alpha_i$$

(7,17) (7,02)

$$R^2 = 0,642; \text{Coeficiente autocorrelación} = -0,08; \text{S.E.} = 0,0303; \text{S.C.R.} = 0,369$$

resultados que coinciden con la ecuación que figura en el cuadro n.º 5 del apartado IV. Las ligeras diferencias se deben a que en el texto principal se toman como medias los valores a escala nacional, lo que equivale a medias ponderadas de regiones, mientras que los modelos de efectos fijos equivalen a operar con medias no ponderadas.

El punto que interesa resaltar es que las ecuaciones [1] y [2] son equivalentes. De la ecuación [2] puede pasarse con facilidad a la ecuación de convergencia propuesta con sólo postular efectos temporales específicos, o efectos conjuntos temporales e individuales. Los efectos individuales específicos están correlacionados con la perturbación aleatoria, por lo que estimar [1] con observaciones bianuales y sin tener en cuenta estos efectos individuales, en el caso de las regiones españolas, produce una infravaloración del coeficiente «beta».