

**LA PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES ENTRE  
SECTORES Y REGIONES EN LA ECONOMÍA ESPAÑOLA  
(1980-1993) <sup>(1)</sup>**

*F. Javier Escribá Pérez\**  
*M<sup>a</sup>. José Murgui García\**

**D-98005**

**Marzo 1998**

---

\* Universidad de Valencia y Ministerio de Economía y Hacienda

<sup>(1)</sup> Los autores agradecen la colaboración de Teresa Dabán y Antonio Díaz, sin la cual este trabajo no hubiese sido posible, así como sus sugerencias y las de J. Emilio Boscá, Rafael Domenech y Juan Varela. La responsabilidad de las deficiencias es exclusivamente de los autores. Esta investigación forma parte del proyecto de la CICYT SEC96-1435-C03-01 y ha contado con la financiación del Fondo Europeo de Desarrollo Regional.

Los Documentos de Trabajo de la Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria no representan opiniones oficiales del Ministerio de Economía y Hacienda. Los análisis, opiniones y conclusiones aquí expuestos son los del autor, con lo que no tiene que coincidir, necesariamente la citada Dirección. Ésta considera, sin embargo, interesante la difusión del trabajo para que los comentarios y críticas que susciten contribuyan a mejorar su calidad.

### Resumen

La dinámica de la productividad total de los factores, si se contabiliza exclusivamente a nivel agregado, esconde demasiados matices. La evidencia sobre el efecto *catch-up* que parece encontrarse entre países, aunque se compruebe también a nivel global entre las regiones españolas, no se manifiesta a nivel intrasectorial como especialmente debería esperarse de los procesos de difusión tecnológicos. Hay una división espacial del trabajo más pronunciada entre regiones de un país que entre países, lo que aconseja utilizar a nivel regional un grado de desagregación más exhaustivo, a la vez que se muestra más necesario captar adecuadamente la contribución del cambio estructural.

*Palabras clave: contabilidad del crecimiento, especialización productiva, convergencia, catch-up y cambio estructural.*

## ÍNDICE

I. Introducción	1
II. Los Datos	4
III. Contabilidad del Crecimiento. Estadísticos básicos a nivel regional y sectorial	5
IV. La determinación de los niveles iniciales de Productividad Total de los Factores	10
V. Los coeficientes de localización y la estructura productiva regional	19
VI. Disparidades regionales en los niveles de productividad total de los factores. Una clasificación de las regiones	29
VII. De convergencias, acumulación de factores y cambio tecnológico	37
VIII. Cambio estructural y dinámica de la Productividad Total de los Factores	48
IX. Fuentes de Catch-up y convergencia en la Productividad Total de los Factores	62
X. Conclusiones y observaciones finales	78
XI. Referencias bibliográficas	82
APENDICE 1	85

## I. Introducción

La literatura empírica sobre crecimiento económico y convergencia, en gran parte debido a la inexistencia de datos relativos al *stock* de capital y su participación en el valor añadido, se ha centrado principalmente en la determinación de los niveles relativos de la productividad del trabajo y sus tasas de crecimiento. Pero los análisis basados en la productividad del trabajo no permiten separar adecuadamente entre sí la influencia de la tecnología y de la acumulación de capital.

Por otro lado, la literatura empírica sobre contabilidad del crecimiento y productividad total de los factores (PTF) ha tenido como motivación principal la observación de que las tasas medias anuales de crecimiento en amplios periodos de tiempo varían enormemente entre países (y/o regiones). Pequeñas diferencias en tales tasas tienen a largo plazo enormes efectos sobre los niveles relativos. Quizás por este motivo la reflexión sobre por qué hay países y/o regiones con niveles tan distintos, es decir, el análisis empírico sobre niveles comparativos, se ha mantenido en un segundo plano. Muy recientemente Hall y Jones (1996 y 1997), Bernard y Jones (1996 a, b y c) y Harrigan (1997) han recuperado para la investigación empírica sobre contabilidad del crecimiento, la preocupación sobre la determinación de los niveles relativos de la productividad total de los factores. Tasas de crecimiento y niveles relativos son elementos complementarios, sobre todo, en los análisis de convergencia y efectos *catch-up*.

La existencia, aunque muy tenue y sobre todo en la etapa de expansión, de convergencia en la productividad del trabajo en las regiones españolas en el período 1980-1993, puede estar determinada bien por la diferente intensificación de capital consecuencia de los rendimientos decrecientes de los factores acumulables, bien por efectos *catch-up* en la productividad total de los factores (PTF) o incluso por la interacción entre la acumulación de capital y la difusión tecnológica (Wolff, 1991). No obstante, en este proceso de convergencia el cambio estructural parece haber desempeñado un importante papel, como ha sido señalado recientemente por Raymond y García (1994), de la Fuente (1996) y Escribá y Díaz (1997). En trabajos recientes, cada vez con más frecuencia, se desciende al análisis desagregado sectorialmente (Van Ark (1996), Bernard y Jones (1996 a y b) Sicsic y Wyplosz (1996)) para explicar la distinta dinámica de los países, en el convencimiento de que las modelizaciones macroeconómicas agregadas esconden demasiados matices que pueden desempeñar un papel determinante.

Una cuestión de vital importancia para la comprensión de la distinta dinámica de las regiones españolas, consiste en estudiar si la tecnología, entendida en su más amplio sentido, se difunde principalmente a nivel intrasectorial entre las distintas regiones de tal

manera que la PTF sectorial crezca más en las regiones que parten de niveles iniciales de productividad más reducidos, o por el contrario, la existencia de ventajas comparativas de localización pueden conducir a la especialización sectorial de las regiones y a una dinámica intrasectorial divergente.

No obstante, además de la diferente dinámica intrasectorial, el cambio estructural, que evidentemente se produce en las regiones españolas en el período considerado, contribuye a explicar las diferencias en las tasas de crecimiento de la PTF en las distintas Comunidades Autónomas, al igual que la especialización productiva a explicar las diferencias en los niveles.

El cambio estructural, desde antiguo, ha sido destacado en la literatura sobre contabilidad del crecimiento como un elemento importante<sup>1</sup>. En efecto, con el objetivo de reducir "la medida de nuestra ignorancia", han sido propuestas toda una serie de correcciones suplementarias sobre el esquema macroeconómico contable básico<sup>2</sup>. En este trabajo discutiremos principalmente las aportaciones de Sicsic y Wyplosz (1996) y de Bernard y Jones (1996 a), tanto por su carácter más reciente, como por pretender objetivos muy similares a los nuestros. Desde nuestro punto de vista todos ellos presentan aportaciones muy atractivas para la medición del cambio estructural, pero no obstante contienen algunas limitaciones que pretendemos poner en evidencia y en la medida de lo posible subsanar en este trabajo. Pero el cambio estructural no significa necesariamente homogeneización de las estructuras productivas, o mejor dicho, dilución de importantes disparidades intersectoriales regionales. La división del trabajo a nivel espacial dentro de un mercado integrado -léase de momento una nación, en nuestro caso España- puede tener connotaciones cualitativamente distintas que hacen que la evidencia a nivel regional sea sensiblemente distinta de la nacional entre países industrializados que sólo comercian entre sí.

La simple observación de las series desagregadas por ramas productivas, que o bien ya desde 1980 facilita la Contabilidad Regional de España (CRE) del INE o las estimaciones de otras variables también desagregadas que empiezan a consolidarse en los últimos años en este país como las elaboradas por Mas *et al.* (1996) y por Dabán *et al.* (1998), previenen sobre las enormes diferencias sectoriales entre las regiones españolas en la mayoría de variables significativas. En concreto, en las magnitudes implicadas en la contabilidad del crecimiento y la productividad total de los factores: empleo, capital, *output* y participaciones en el coste de los factores, estas variables ofrecen valores, y evolución de las

---

<sup>1</sup> Véase Jorgenson, Gollop y Fraumeni (1987).

<sup>2</sup> Además de los cambios en la estructura productiva, los efectos *catch-up* respecto al líder, efectos del comercio, economías de escala, *shock* en el precio de la energía, mediciones de los factores en términos cualitativos, descubrimiento de recursos naturales, costes de la regulación, utilización de la capacidad productiva etc ..... Véase por ejemplo, Maddison (1987, 1996)

mismas, extraordinariamente distintas entre sectores para cada región y entre regiones para un mismo sector. A medida que se desciende paulatinamente a niveles cada vez más desagregados las diferencias se acentúan. En este trabajo se pretende dar un primer paso en la dirección de incorporar evidencia sobre disparidades regionales y sectoriales en lo que se refiere a la contabilidad del crecimiento.

En efecto, no parece adecuado ignorar la información existente y suponer para una región una única participación relativa de las rentas del trabajo (y capital) en el Valor Añadido (VABcf) a coste de los factores como Bernard y Jones, ni la misma tasa de crecimiento de cada factor y *output* despreciando la distinta evolución sectorial y el cambio estructural consiguiente en Matthews *et al.* (1982) y Sicsic y Wyplosz.

Como consecuencia, y aunque la literatura tanto teórica como empírica sobre convergencia y *catch-up* se ha centrado en un enfoque agregado en el que no es posible descomponer la evolución de la PTF en los dos elementos inmediatos determinantes: la dinámica de las productividades sectoriales en la región y el cambio estructural, en este trabajo se realiza un ejercicio sobre contabilidad del crecimiento en el que una vez determinados los niveles y las tasas medias de crecimiento por sectores y regiones, se pretende discriminar entre cuál es la contribución relativa al crecimiento de la PTF global de una región distinguiendo entre dos factores. Por un lado, el cambio estructural en cada región, es decir, la modificación en la composición sectorial del *output* y la reasignación intersectorial del factor trabajo y del factor capital. Y por otro lado, la dinámica de las PTF específicas de cada sector en la región, como primer paso para analizar posteriormente si existen efectos *catch-up* tecnológicos intra e intersectoriales entre regiones.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: en el apartado II se presenta someramente la base de datos utilizada. En el siguiente apartado se recogen los estadísticos básicos a nivel sectorial y regional relativos a la contabilidad del crecimiento. En el apartado IV se aborda el problema de la determinación de los niveles regionales y sectoriales de la productividad total de los factores. En el apartado siguiente se discute la forma apropiada de aproximar la estructura productiva sectorial de cada región y su homogeneización en el periodo temporal considerado. En el apartado VI se analizan las disparidades regionales en los niveles de la PTF y se establece una clasificación de las regiones españolas en tres grupos: avanzadas, intermedias y atrasadas. En el apartado siguiente se analizan la convergencia  $\sigma$  y  $\beta$  de la PTF en relación con las de la productividad del trabajo, y la importancia relativa de la intensificación del capital y el cambio tecnológico por sectores productivos. En el apartado VIII se ponen en evidencia las limitaciones de enfoques alternativos para distinguir entre contribución relativa del cambio estructural y del crecimiento intrasectorial a la productividad total de los factores regional. En el IX apartado se analizan con gran detalle la contribución relativa a la convergencia del cambio estructural

y del crecimiento intrasectorial de la PTF. Finalmente se establecen las conclusiones más importantes.

## II. Los Datos

La Base de datos utilizada es la BD.MORES (Véase Dabán *et al.* (1998)) en lo que hace referencia a todas las variables. Esta base, en pesetas de 1980, está desagregada para 17 comunidades autónomas a nivel R-17, excepto en el capital a R-14 pues no se desagrega el sector servicios destinados a la venta, para el periodo 1980-93. El gran sector considerado en este trabajo es el productivo privado, es decir se excluye el residencial y el público, tanto en lo que respecta al VABcf del que se excluyen alquileres imputados y servicios no destinados a la venta, como respecto al capital del que se excluye el público (excepto en agricultura según normas EUROSTAT) y el residencial.

Específicamente para este trabajo, y otros relacionados con él, se ha precisado incorporar en la BD.MORES estimaciones de las participaciones relativas del trabajo y capital por sectores y comunidades autónomas. La información básica que suministra la Contabilidad Regional de España ha sido suficiente para corregir el excedente bruto de explotación en energía, industria, construcción y servicios privados productivos (SDVPP). No así en agricultura que ha precisado de información sobre la participación relativa de pesca y sector agrario y dentro de éste últimos empresarios y autónomos por un lado y ayudas familiares por otro<sup>3</sup>.

Aunque la construcción de todas las variables procede de la máxima desagregación posible de la BD.MORES, en este trabajo se utiliza exclusivamente la clasificación R-5<sup>2</sup>: agricultura, energía, industria, construcción y servicios privados productivos. Lamentablemente, no se ha podido, de momento, disponer de información sobre indicadores de capital humano regional por ramas productivas.

---

<sup>3</sup> Véase Dabán *et al.* (1998).

### III. Contabilidad del Crecimiento. Estadísticos básicos a nivel regional y sectorial.

La forma habitual en los estudios de crecimiento económico de medir la PTF tiene su origen en el trabajo de Solow (1957), donde se obtiene como un residuo a partir de una función de producción Cobb-Douglas con dos factores productivos (capital y trabajo) y con una tecnología de rendimientos constantes y neutral en el sentido de Hicks:

$$Q_t = K_t^\alpha L_t^\beta A_t \quad \alpha + \beta = 1 \quad (\text{III.1})$$

y tomando logaritmos, la PTF será igual:

$$\ln A_t = \ln PTF_t = \ln Q_t - \alpha \ln K_t - (1 - \alpha) \ln L_t \quad (\text{III.2})$$

y diferenciando totalmente la expresión

$$P\hat{T}F = \hat{Q}_t - \alpha \hat{K}_t - (1 - \alpha) \hat{L}_t \quad (\text{III.3})$$

Bajo los supuestos de competencia perfecta y de retribución de los factores según su productividad marginal,  $\alpha$  y  $(1-\alpha)$  son tanto las participaciones del capital y trabajo en el VABcf como las elasticidades del VAB respecto a los factores.

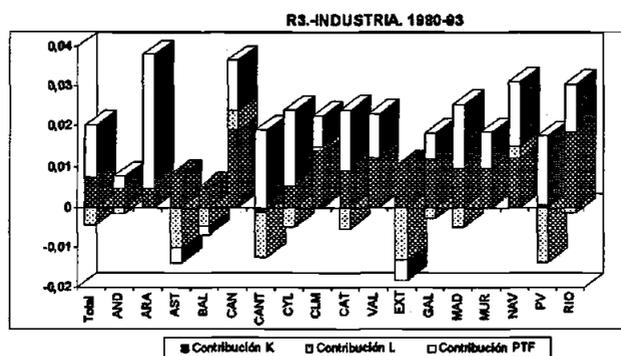
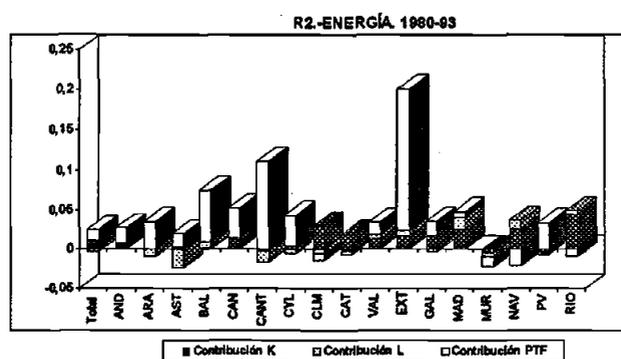
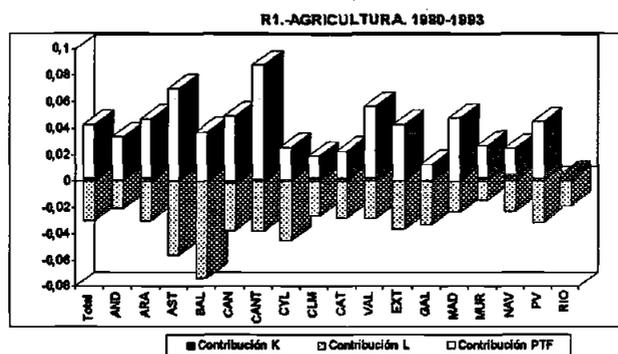
Esta expresión puede escribirse a nivel desagregado como:

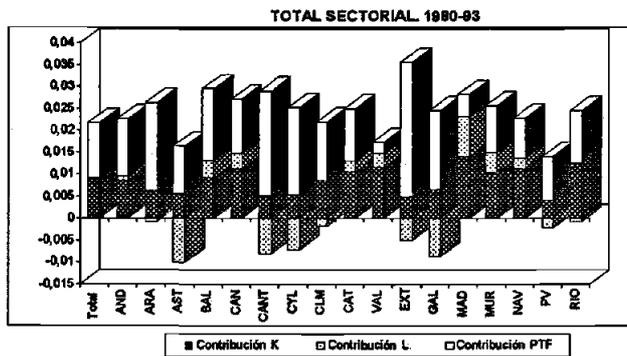
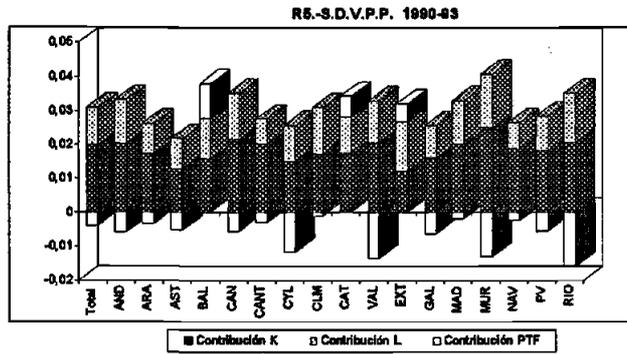
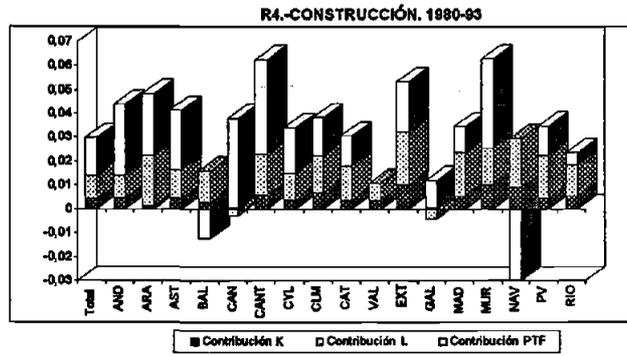
$$P\hat{T}F_{ij,t} = \hat{Q}_{ij,t} - \alpha_{ij} \hat{K}_{ij,t} - (1 - \alpha_{ij}) \hat{L}_{ij,t} \quad (\text{III.4})$$

donde  $i$ =sectores (agricultura, energía, industria, construcción y servicios privados productivos),  $j$ = regiones y  $\alpha_{ij}$  = los promedios de las participaciones del capital en el VABcf para el sector  $i$  y la región  $j$  del periodo 1980-93.

En los Gráficos III.1 se presentan las fuentes del crecimiento del VABcf de las regiones españolas para el total privado productivo y para los sectores durante el periodo 1980-93. En estos gráficos se puede observar que para el periodo considerado y para el total privado productivo, la tasa de crecimiento del VABcf nacional (2,167%) ha sido debida a la contribución de los factores capital (0,901%) y en menor medida

Gráfico III.1- Fuentes del crecimiento sectorial de las regiones españolas.





Fuente: BD.MORES. Elaboración propia

al trabajo (0,022%) y especialmente al crecimiento de la PTF (1,243%). Puede observarse para el total privado productivo, cómo las contribuciones de los factores y de la PTF al crecimiento del VABcf son muy dispares entre las distintas CC.AA. El factor capital y la PTF contribuyeron positivamente en todas las CC.AA. aunque con distinta intensidad. Sin embargo, el factor trabajo contribuyó de manera positiva solamente en comunidades como Andalucía, Baleares, Canarias, Cataluña, C.Valenciana, Madrid, Murcia y Navarra. Sin embargo, estos resultados cambian al analizar cada sector por separado. Se analizará con más detalle los tres sectores que han desempeñado un papel más decisivo en el crecimiento económico de las regiones o CC.AA. españolas, esto es, el sector agrícola, industrial y servicios privados productivos.

En el primero de los Gráficos III.1. se observan las fuentes del crecimiento del sector agrícola. El factor trabajo ha contribuido negativamente al crecimiento del VABcf agrícola, el factor capital influye positivamente, aunque con poca intensidad y es la PTF la que explica principalmente el crecimiento del VABcf.

En el sector industrial el proceso de capitalización es intenso como puede observarse en el tercer gráfico, el factor trabajo ha contribuido positivamente aunque de manera débil en seis de las diecisiete CC.AA. y la PTF contribuyó positivamente en todas las regiones a excepción de Extremadura y en menor medida en Baleares y Asturias.

En el quinto gráfico se observa que tanto el factor capital como el trabajo han contribuido positivamente al crecimiento del VABcf en el sector servicios privados productivos aunque sin embargo la contribución de la PTF ha sido positiva solamente en comunidades como baleares, Cataluña y Extremadura. Este es el sector productivo que ha atraído en este periodo en mayor medida a los factores productivos capital y trabajo y sin embargo es el que presenta menores tasas de crecimiento de la PTF.

El Cuadro III.1 recoge las tasas anuales medias de crecimiento de la productividad total de los factores por sectores y regiones. Como puede observarse existe una enorme heterogeneidad en las tasas de crecimiento entre sectores y entre Comunidades Autónomas. La mayor tasa media la presenta agricultura (3,90%) y la menor servicios privados productivos (-0,42%). Dentro de cada sector hay también enormes diferencias entre regiones. La PTF en servicios, el sector más amplio en la generalidad de regiones, crece al 1,05% en Baleares y decrece al 1,57% en la Rioja y al 1,36% en la Comunidad Valenciana. En industria la PTF decrece a un ritmo anual medio del 0,50% en Extremadura y crece al 3,3% en Aragón. El mayor crecimiento de la PTF para el total del sector privado productivo se produce en Extremadura, seguida de Cantabria, Aragón, Castilla y León, Galicia y Baleares.

**Cuadro III.1.- Tasas de crecimiento de la PTF por sectores y regiones  
Promedio 1980-1993**

REGIONES	AGRICUL.	ENERGIA	INDUSTRIA	CONSTRUCC.	S.D.V.P.P.	TOTAL S.P.P.
	T. Crecim.					
Andalucía	0,0411	0,0199	0,0030	0,0300	-0,0056	0,0131
Aragón	0,0327	0,0348	0,0333	0,0260	-0,0032	0,0201
Asturias	0,0445	0,0176	-0,0038	0,0253	-0,0053	0,0109
Baleares	0,0693	0,0651	-0,0021	-0,0122	0,0105	0,0163
Canarias	0,0372	0,0382	0,0128	0,0373	-0,0056	0,0124
Cantabria	0,0491	0,1114	0,0190	0,0398	-0,0030	0,0239
Cast. y León	0,0864	0,0392	0,0188	0,0190	-0,0117	0,0196
Cast-La mancha	0,0244	-0,0083	0,0077	0,0164	-0,0011	0,0132
Cataluña	0,0164	-0,0041	0,0150	0,0127	0,0061	0,0120
C.Valenciana	0,0198	0,0157	0,0109	-0,0003	-0,0136	0,0026
Extremadura	0,0531	0,1779	-0,0050	0,0211	0,0053	0,0307
Galicia	0,0426	0,0176	0,0063	0,0110	-0,0064	0,0177
Madrid	0,0116	0,0077	0,0159	0,0111	-0,0020	0,0052
Murcia	0,0475	-0,0136	0,0088	0,0377	-0,0129	0,0107
Navarra	0,0245	-0,0217	0,0162	-0,0299	-0,0024	0,0090
País Vasco	0,0200	0,0335	0,0171	0,0123	-0,0054	0,0099
La Rioja	0,0427	-0,0102	0,0120	0,0054	-0,0157	0,0120
ESPAÑA	0,0337	0,0142	0,0129	0,0156	-0,0037	0,0124
MEDIA Regiones	0,0390	0,0306	0,0109	0,0154	-0,0042	0,0141

**NOTA:** Las tasas de crecimiento anuales medias han sido calculadas como el promedio de las tasas de crecimiento anuales de cada región en cada sector. Las  $\alpha_{ij}$  utilizados para el calculo de las tasas de crecimiento de las PTF<sub>ij</sub> son las promedio para el periodo 1980-93 para cada región y para cada sector.

Fuente: BD.MORES. Elaboración propia.

#### IV. La determinación de los niveles iniciales de Productividad Total de los Factores.

A diferencia de los niveles de la productividad del trabajo (o del capital) relativos entre regiones en los que el establecimiento de un *ranking* incluso a nivel intersectorial no ofrece dificultades, en el caso de la productividad total de los factores las comparaciones entre niveles son mucho más problemáticas. De hecho, la literatura sobre contabilidad del crecimiento preocupada por detectar diferencias entre países y regiones en el crecimiento de la PTF, en general se ha limitado a suponer en un año base un mismo índice de productividad para todos ellos y muy raramente ha realizado incursiones esporádicas de los niveles relativos en un momento del tiempo<sup>4</sup>. No obstante, para analizar la existencia de *catch-up* o convergencia en la PTF, es preciso disponer de un *ranking* en un momento del tiempo.

En principio, suponiendo una tecnología Cobb-Douglas para cada región y sector, con rendimientos constantes, neutralidad en el sentido de Hicks y retribución de los factores según su productividad marginal se tiene que:

$$A_{ij,0} = \left( \frac{Q_{ij,0}}{L_{ij,0}} \right)^{(1-\alpha_{ij})} \cdot \left( \frac{Q_{ij,0}}{K_{ij,0}} \right)^{\alpha_{ij}} \quad (\text{IV.1})$$

siendo  $A_{ij,0}$  la productividad total de los factores y  $\alpha_{ij}$  (específico de cada región y sector) la ponderación de las respectivas productividades de cada uno de los factores.

El problema radica en que  $\alpha_{ij}$  es enormemente distinto entre sectores en una región y para las distintas regiones en cada sector, como puede comprobarse en Dabán *et al.* (1998) y en tal caso las comparaciones de niveles de productividad regionales e intersectoriales calculados según la expresión (IV.1) son equívocas, pues pequeñas diferencias en el parámetro  $\alpha_{ij}$  implican que, bajo el supuesto de la neutralidad de Hicks, diferencias en las unidades de medida de la productividad del trabajo y del capital, o cambios en los mismos en horas-trabajo o trabajadores, es decir, cambios en la unidad de medida cambiarían el *ranking*. Ciertamente, el *ranking* resultante para las regiones españolas a partir de la expresión (IV.1) resulta enormemente extraño y muy diferente al de la productividad del trabajo, como puede observarse en la columna 1 del cuadro IV.1.

<sup>4</sup> Las excepciones más notorias tienen su origen en los trabajos de Caves *et al.* (1982), Kravis (1976) y Christensen *et al.* (1981). Este último trabajo posee extraordinarias similitudes con el reciente de Harrigan (1997), que únicamente se remite al trabajo de Caves *et al.* (1982). La metodología que se propone en nuestro trabajo no es plenamente coincidente pero sí, como se verá más adelante, muy similar a la utilizada por los autores citados.

Bernard y Jones (1996 b), enfatizan el problema señalado de la utilización de la neutralidad de Hicks respecto a las unidades de medida para obtener niveles de la PTF y proponen dos alternativas para establecer el *ranking* inicial.

**Cuadro IV.1.- Niveles alternativos de la PTF global. 1980**

Regiones	$\alpha_y$	$\bar{\alpha}_i$	TTP	Normal.	Harrigan
Andalucía	87,89	93,28	93,20	93,28	93,28
Aragón	103,31	89,92	91,24	90,46	90,25
Asturias	148,06	98,19	97,44	97,67	97,91
Baleares	60,00	107,23	106,19	105,99	106,65
Canarias	67,55	93,62	93,62	93,62	93,62
Cantabria	79,81	91,90	92,14	91,79	91,86
Cast. y León	121,02	86,53	86,93	86,87	86,72
Cast.-Mancha	71,80	79,74	80,42	79,56	79,71
Cataluña	114,96	111,31	111,17	111,29	111,30
C. Valenciana	90,36	102,41	101,89	102,57	102,46
Extremadura	94,11	58,80	62,96	60,28	59,59
Galicia	122,80	74,54	71,62	72,69	73,55
Madrid	126,18	136,36	136,03	136,46	136,37
Murcia	60,82	94,49	94,54	94,43	94,46
Navarra	96,32	114,43	114,49	114,39	114,42
Pais Vasco	118,57	116,05	116,82	116,24	116,21
La Rioja	63,84	107,97	108,28	108,47	108,20

NOTA: Los niveles están normalizados considerando que la nación es 100.

En primer lugar, como es bastante usual en la literatura, utilizan un mismo  $\bar{\alpha}_i$  para todas las regiones aunque distinto para cada sector, cuyos resultados para las regiones españolas se recogen en la columna 2 del cuadro IV.1 y que consistiría en aplicar la expresión

$$PTF_{y,0} = \left( \frac{Q_{y,0}}{L_{y,0}} \right)^{(1-\bar{\alpha}_i)} \cdot \left( \frac{Q_{y,0}}{K_{y,0}} \right)^{\bar{\alpha}_i} \quad (\text{IV.2})$$

El *ranking* regional que se establece con este procedimiento para cada sector parece bastante robusto. Sin embargo, al ser los  $\bar{\alpha}_i$  diferentes entre sectores desprovee de sentido

a la información que suministra respecto a  $PTF_{ij} / PTF_j$ , aunque sí ordena correctamente  $PTF_{ij} / PTF_{IN}$  pues este último caso considera que  $\alpha_i$  es el mismo. Esto es equivalente a afirmar que este procedimiento no lleva a cometer errores en el *ranking* interregionales pero sí en los niveles absolutos intersectoriales. Por tanto, no parece apropiado para comparar niveles entre sectores en cada región, ni por tanto para establecer afirmaciones respecto a qué sector presenta mayores niveles de productividad, tal como es utilizado por Bernard y Jones.

No obstante, los autores mencionados son conscientes de que la existencia de diferencias sustanciales entre regiones para un mismo sector en los  $\alpha_{ij}$  es también indicativa de diferencias tecnológicas regionales y que el *ranking* obtenido con la metodología anterior no es capaz de captar. Por ello, en segundo lugar, Bernard y Jones (1996 b) y (1996 c) proponen una nueva medida: la productividad tecnológica total (TTP).

En un momento del tiempo la TTP para un sector y una región se define como

$$TTP_{ij,t} = F(K_0, L_0, i, t) \quad (IV.3)$$

es decir, si todas las regiones utilizan las mismas cantidades de factores ( $K_0, L_0$ ) las comparaciones usando las  $TTP_{ij,t}$  incorporan únicamente variaciones en la producción no debidas a cambios en las cantidades de *inputs*, muy en la línea de la definición de crecimiento de la Productividad Multifactor enunciada por Solow (1957). Suponiendo que  $F(.)$  es una Cobb-Douglas se obtiene:

$$\ln(TTP)_{ij,t} = \ln A_{ij,t} + \alpha_{ij} \ln K_0 + (1 - \alpha_{ij}) \ln L_0 \quad (IV.4)$$

en la que  $A_{ij,t}$  se obtiene según la expresión (IV.1). En lo sucesivo se denominará TTP al resultado de normalizar la expresión anterior en unidades de trabajo ( $L_0$ )<sup>5</sup>. Utilizando para el caso de las regiones españolas el capital y el trabajo nacional del sector  $i$ , los resultados se presentan en la columna 3 del cuadro IV.1 para el total del sector privado productivo. De nuevo esta aproximación de Bernard y Jones (1996 b y c) no parece adecuada para establecer niveles intersectoriales pues, en sentido estricto, es una medida virtual de la productividad del trabajo y por consiguiente, distintas relaciones capital-trabajo, consustanciales a distintos sectores, afectan a los valores absolutos y relativos

<sup>5</sup> Considerando  $L_0$  y  $K_0$  las dotaciones de capital y trabajo de la nación, la expresión (IV.4) conduciría a:

$$TTP_{ij} = TTP_{ij} / L_{IN} = A_{ij} \cdot (K_{IN} / L_{IN})^{\alpha_{ij}}$$

intersectoriales<sup>6</sup>. Sin embargo, el *ranking* resultante para el total del sector productivo privado es idéntico al de la columna 2, y como se verá más adelante a nivel de cada sector individual se obtienen por los dos métodos de Bernard y Jones ordenaciones intrasectoriales similares.

Para evitar el problema del sesgo que pueden provocar las unidades de medida de los *inputs* por utilizar  $\alpha_{ij}$  específicos para cada región y sector, como en la expresión (IV.1), puede normalizarse tanto la productividad del trabajo y del capital (igualando a 100 ambas productividades en el total nacional<sup>7</sup> con lo que la PTF inicial agregada nacional será 100) para obtener un *ranking* regional en función de las productividades relativas del trabajo y del capital en la región y en el sector respecto a los valores nacionales totales.

En efecto, llamando  $RPTF_{A,N}$  a la PTF global de la región A respecto a la global nacional, o alternativamente a la PTF del sector A en la nación respecto a la PTF global nacional, puede escribirse

$$RPTF_{A,N} = \left(\frac{Q_A}{K_A}\right)^{\alpha_A} \left(\frac{Q_A}{L_A}\right)^{1-\alpha_A} \bigg/ \left(\frac{Q_N}{K_N}\right)^{\alpha_N} \left(\frac{Q_N}{L_N}\right)^{1-\alpha_N} \quad (IV.5)$$

No obstante al haber sido normalizadas  $(Q_N/K_N) = (Q_N/L_N) = 100$  también puede expresarse RPTF como

$$RPTF_{A,N} = \left(\frac{Q_A}{K_A}\right)^{\alpha_A} \left(\frac{Q_A}{L_A}\right)^{1-\alpha_A} \bigg/ \left(\frac{Q_N}{K_N}\right)^{\alpha_A} \left(\frac{Q_N}{L_N}\right)^{1-\alpha_A} \quad (IV.6)$$

y por consiguiente

$$RPTF_{A,N} = \frac{Q_A}{Q_N} \left(\frac{K_N}{K_A}\right)^{\alpha_A} \left(\frac{L_N}{L_A}\right)^{1-\alpha_A} \quad (IV.7)$$

y por tanto, una vez calculada la  $RPTF_{A,N}$  según la expresión anterior, es posible obtener la PTF de cada región como:

<sup>6</sup> Además de ser sensible el *ranking* al par  $[K_0, L_0]$  elegido para cada sector, aquí se ha elegido el nacional pues permite obtener un *ranking* idéntico al que se obtiene con  $\bar{\alpha}_i$  y con las otras aproximaciones que se consideran más adelante.

<sup>7</sup> Además de utilizar las productividades nacionales, se ha ensayado utilizar como numerario regiones como Extremadura y Madrid y los resultados no difieren apenas. Como máximo comunidades correlativas y situadas en el centro del *ranking* invierten su orden pero permanecen con valores semejantes. No obstante, si se utiliza el total nacional el *ranking* resultante es idéntico al obtenido a través de la TTP y de la  $\bar{\alpha}_i$ .

$$PTF_A = RPTF_{A,N} \cdot 100 \quad (\text{IV.8})$$

Si A es interpretado como el sector i en la nación, entonces

$$PTF_{i,N} = RPTF_{i,N} \cdot 100 \quad (\text{IV.9})$$

mientras que si es interpretado como el total del sector privado productivo en la región j

$$PTF_j = RPTF_{j,N} \cdot 100 \quad (\text{IV.10})$$

El *ranking* resultante con este procedimiento que en adelante se denominará PTF *normalizada*, es idéntico a los dos anteriores como puede comprobarse en el cuadro IV.1 en lo que se refiere al sector total privado productivo. Pero además este método tiene la ventaja de que no sólo sirve para ordenar los totales regionales respecto a la nación (100) sino los distintos sectores nacionales respecto al total del sector privado productivo nacional.

En efecto, esto último permite captar el *ranking* intersectorial en la nación, es decir el nivel que mantienen entre sí, en la nación, las PTF<sub>i</sub> sectoriales (PTF<sub>iN</sub>/PTF<sub>N</sub>). Esta es la gran ventaja respecto a los niveles absolutos intersectoriales obtenidos con los procedimientos anteriores en los cuales no es posible captar qué sectores son más productivos que otros sino únicamente el *ranking* regional para cada sector.

Para poder relacionar entre sí los niveles sectoriales y regionales el método que se propone en este trabajo consiste en suponer de momento, que la PTF en cada sector individual es en la nación<sup>8</sup> igual a 100. Esto equivale a suponer que cada región sólo está compuesta por ese sector, lo que permite establecer para ese sector un *ranking* regional. Este *ranking* para cada sector es prácticamente coincidente con el que se obtiene por el método de la TTP y  $\bar{\alpha}_i$  como puede observarse en los gráficos IV.1. Una vez establecido este *ranking* regional, es decir, los PTF<sub>ij</sub> /PTF<sub>iN</sub> en cada sector, basta con multiplicar la PTF<sub>ij</sub> obtenida (suponiendo PTF<sub>iN</sub>=100) por el valor absoluto de la PTF<sub>iN</sub> que se obtuvo suponiendo que únicamente PTF<sub>N</sub>=100 en la normalización simple. Este procedimiento es el que, desde el punto de vista de este trabajo, mejor se ajusta y se denominará en adelante *normalizado sectorial*.

<sup>8</sup> De nuevo hay que enfatizar que el utilizar una región como numerario y no la nación, no produce alteraciones significativas en los resultados, como se ha podido comprobar.

Siguiendo un procedimiento similar al recogido en las ecuaciones (IV.5)-(IV.7) pero para cada sector *i*, podemos expresar la PTF relativa de la región *j* respecto a la nación para el sector *i* como

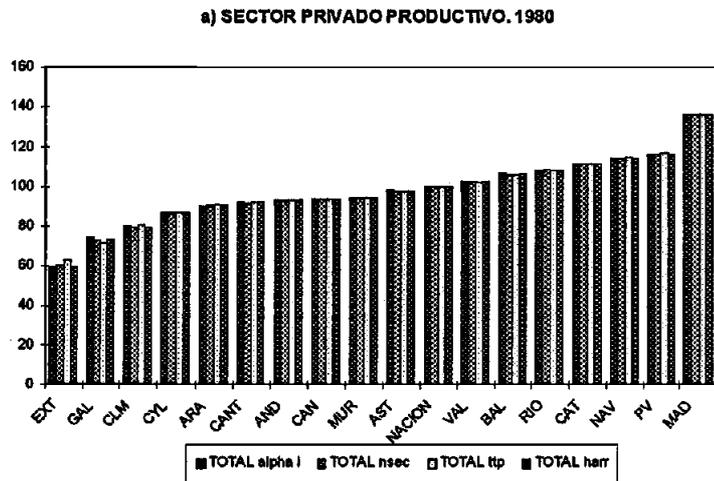
$$RPTF_{ij,iN} = \frac{Q_{ij}}{Q_{iN}} \left( \frac{K_{iN}}{K_{ij}} \right)^{\alpha_{ij}} \left( \frac{L_{iN}}{L_{ij}} \right)^{1-\alpha_{ij}} \quad (IV.11)$$

Por consiguiente, utilizando (IV.9) para expresar todas las productividades tomando como base el global nacional se tiene que

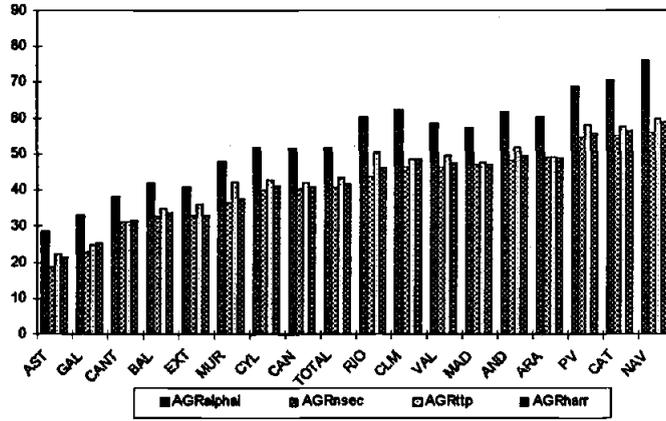
$$PTF_{ij} = RPTF_{ij,iN} \cdot PTF_{iN} = RPTF_{ij,iN} \cdot RPTF_{iN} \cdot 100 \quad (IV.12)$$

En los gráficos IV.1 aparecen los niveles de las  $PTF_{ij}$  obtenidos según los procedimientos alternativos utilizados, ordenados siempre según el método normalizado sectorial.

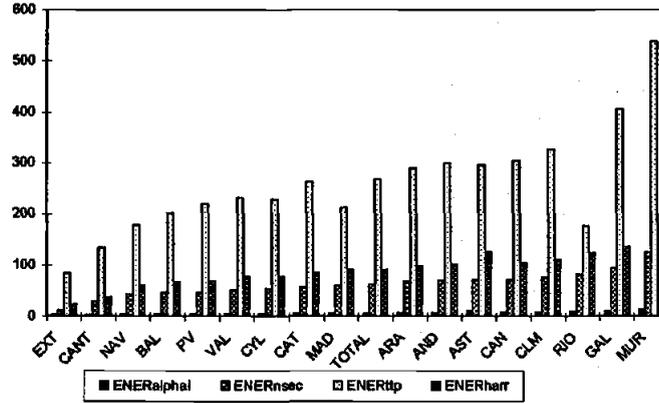
**Gráfico IV.1.- Ranking alternativos de la PTF por sectores productivos.**



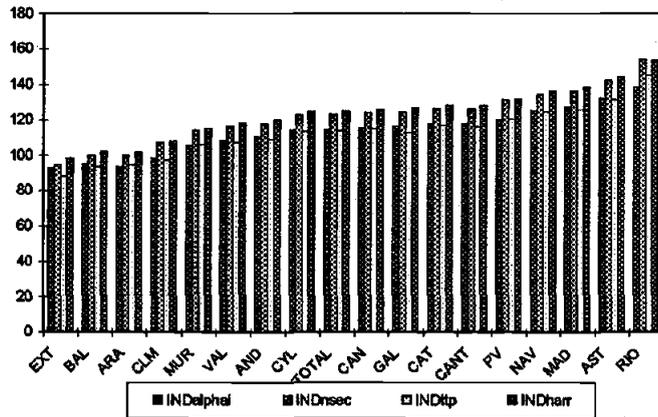
b) SECTOR AGRICOLA. 1980



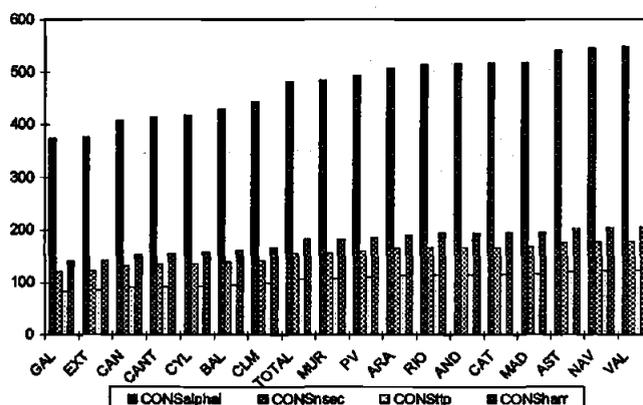
c) SECTOR ENERGETICO. 1980



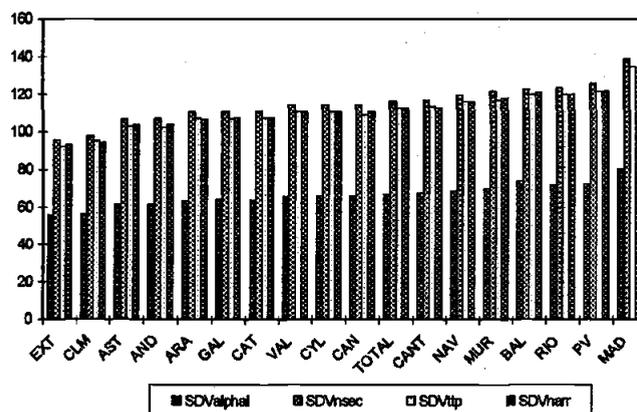
d) SECTOR INDUSTRIAL. 1980



e) SECTOR CONSTRUCCION. 1980



f) SECTOR SDVPP. 1980



Fuente: BD.MORES. Elaboración propia.

Los niveles de la TTP y de la PTF en los sectores individuales calculados a partir de  $\bar{\alpha}_i$ , presentan discrepancias muy acusadas respecto al resto de alternativas, que captan niveles muy semejantes. Por destacar algún punto significativo, los valores de la TTP son muy elevados relativamente a otras mediciones en energía por su enorme intensidad capitalista, mientras que los valores obtenidos a partir de  $\bar{\alpha}_i$ , son muy reducidos (al igual que en servicios) pues la participación de las rentas del capital son muy superiores en estos sectores a la media nacional y las unidades en las que está expresada la productividad del capital muy inferiores a la de la productividad del trabajo. En construcción sucede exactamente lo contrario, es decir, reducida intensidad capitalista y la participación de las rentas del capital relativamente menores.

En un trabajo reciente, Harrigan (1997) se ha cuestionado también los procedimientos utilizados por Bernard y Jones (1996 b) y ha utilizado el procedimiento seguido por Caves, Christensen y Diewert (1982) que guarda grandes similitudes con el que aquí se acaba de proponer especialmente en lo que se refiere a los *ranking* regionales intrasectoriales aunque no se aborda en estos trabajos el problema de los *ranking* intersectoriales.

La única diferencia con la expresión (IV.11) es que los exponentes de ponderación que utiliza son una media entre la región y la nación, o de forma general, entre dos regiones cualesquiera si se trata de comparar sus índices de PTF relativos. En efecto, denominando a esta relación HRPTF, la expresión correspondiente para las regiones c y d y en lo que hace referencia a cada sector i, sería

$$HRPTF_{ic, id} = \frac{Q_{ic}}{Q_{id}} \left( \frac{K_{id}}{K_{ic}} \right)^{s_{cd}} \left( \frac{L_{id}}{L_{ic}} \right)^{1-s_{cd}} \quad (IV.13)$$

siendo  $s_{cd} = (\alpha_{id} + \alpha_{ic})/2$ . Además cumple la propiedad transitiva

$$HRPTF_{ib, id} = HRPTF_{ib, ic} \cdot HRPTF_{ic, id} \quad (IV.14)$$

lo cual hace intrascendente la elección de la región (o nación) base<sup>9</sup>. El *ranking* resultante para el total del sector privado productivo es idéntico a los anteriores, como se recoge en la columna 5 del cuadro IV.1 y los *ranking* sectoriales prácticamente idénticos a los del normalizado sectorial (véase los gráficos (IV.1)). Para obtener la ordenación intersectorial se ha aplicado aquí un procedimiento paralelo al apuntado en las expresiones (IV.5)-(IV.12) pero adaptado al enfoque de Harrigan. En efecto, si se toma el total nacional (o cualquier región, por ejemplo Extremadura o Madrid) como numerario

$$PTF_i = HRPTF_{i, N} \cdot 100 \quad (IV.15)$$

siendo  $HRPTF_{iN} = \frac{Q_i}{Q_N} \left( \frac{K_N}{K_i} \right)^{s_{iN}} \left( \frac{L_N}{L_i} \right)^{1-s_{iN}}$  e interpretando en la expresión (IV.13) el subíndice d como la nación, se obtiene

$$PTF_{ij} = HRPTF_{ij, iN} \cdot HRPTF_{iN} \cdot 100 \quad (IV.16)$$

<sup>9</sup> Se ha probado con la nación y con las regiones Extremadura y Madrid sin que los resultados cambien apreciablemente en ninguno de los sectores ni en el total ni apenas en los valores intersectoriales que se han calculado según se explicará a continuación.

Los valores absolutos que se obtienen con este procedimiento son bastante independientes de la región (o nación) elegida como base. No obstante, así como respecto al normalizado sectorial no presentan diferencias de nivel sustanciales en agricultura, industria y servicios, sí se aprecian diferencias de nivel en energía y construcción, ofreciendo niveles de PTF algo mayores en la generalidad de regiones -dada la disparidad de los factores exponenciales medios respecto a los específicos de cada región en el resto de sectores-.

En este apartado se ha procurado obtener unos niveles razonables de la PTF regional tanto inter como intrasectoriales. Ciertamente, la forma funcional elegida es determinante de los resultados, así como las desviaciones de los rendimientos constantes, de la competencia perfecta en todos los mercados, de factores productivos omitidos y de los errores cometidos en la medición de los factores utilizados. Aún con todas estas limitaciones, se han encontrado argumentos razonables para calibrar bajo qué circunstancias un procedimiento de medida es más apropiado que otro y explicaciones de por qué difieren entre sí.

Los *ranking* intrasectoriales parecen suficientemente robustos y, como se verá más adelante, no cambian los resultados respecto a la especialización productiva regional, ni a la convergencia. Los niveles absolutos intra e intersectoriales más ajustados se corresponden con el procedimiento de normalización sectorial y con su aplicación a la metodología seguida por Christensen *et al.* (1981) y Harrigan (1997). Únicamente en los sectores energía y construcción se aprecia una diferencia de niveles entre ambos procedimientos, pero el orden inter e intrasectorial es similar. Aunque como se verá más adelante el utilizar uno u otro procedimiento es intrascendente para los principales resultados, en algunos de los apartados siguientes se mantiene la comparación entre los distintos procedimientos.

## V. Los coeficientes de localización y la estructura productiva regional.

Para poder analizar las disparidades regionales que se observan en la productividad total de los factores, resulta conveniente aproximar la estructura productiva regional y definir los coeficientes de localización.

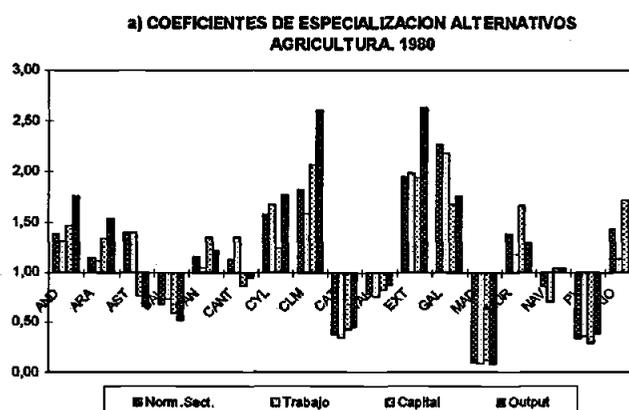
En la literatura de economía regional los coeficientes de localización o especialización ( $\sigma_{ij}$ ) se definen como

$$\sigma_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_i X_{ij}} \bigg/ \frac{\sum_i X_{ij}}{\sum_i \sum_j X_{ij}} \quad (V.1)$$

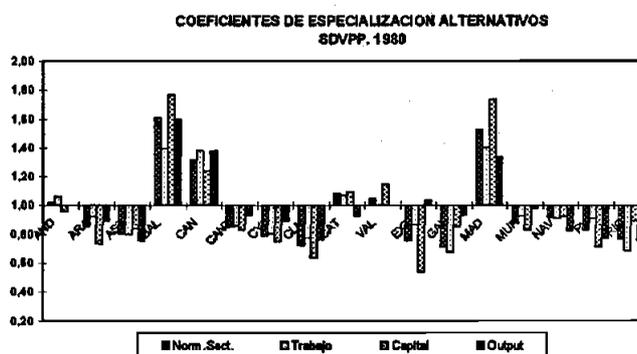
siendo  $i$  el sector,  $j$  la región y  $X$  la variable estudiada. El numerador de la expresión anterior refleja la importancia relativa que tiene en la región  $j$  el sector  $i$  respecto al total regional y el denominador el peso relativo del sector en el total nacional. Un valor del coeficiente  $\sigma_{ij}$  superior a la unidad indicaría que esa región está relativamente más especializada en el sector (o rama)  $i$  que la nación y lo contrario para valores inferiores a la unidad. Evidentemente, si el análisis regional se circunscribe al empleo (al valor añadido o al capital) la variable elegida será el empleo (valor añadido o capital).

El problema surge cuando se pretende caracterizar la especialización productiva, es decir, el peso relativo que tiene un sector (o rama) en la estructura productiva regional respecto a la norma nacional. La elección de cualquier indicador individual no resulta satisfactoria en la medida que según cuál sea el elegido se concluyen especializaciones diferentes, como puede observarse para 1980 en el caso de las regiones españolas en el gráfico V.1. En efecto, la elección del empleo infravaloraría a aquellas ramas especialmente intensivas en capital en la región respecto a la nación (por ejemplo, energía en Extremadura y País Vasco); la elección del capital a las más intensivas en trabajo como construcción en Baleares, Castilla- La Mancha y Extremadura o agricultura en Asturias y Cantabria; la elección del valor añadido infravaloraría a aquellas ramas o sectores que, aunque concentren mayores cantidades regionales relativas de factores, disfruten de una menor productividad total en la región que en la nación, como es el caso de agricultura en Asturias y Cantabria.

**Gráfico V.1.- Comparación de las estructuras productivas. 1980**







Fuente: BD.MORES. Elaboración propia.

En realidad, un coeficiente de localización de un sector en una región pretende aproximar la relación entre el peso relativo de un sector en la región respecto a ese mismo sector en la nación, dada la estructura productiva de la región y de la nación. Es, por lo tanto, preciso aproximar la estructura productiva sectorial de una región (y/o nación). Para ello, considérese la PTF de la región  $j$ , susceptible de ser aproximada utilizando cualquiera de los métodos recogidos en el apartado anterior pero, que de momento se expresará en términos de las PTF<sub>ij</sub> obtenidas a partir de considerar  $\bar{\alpha}_i$  idénticos para todas las regiones para el sector  $i$

$$PTF_j = \frac{Q_j}{K_j^{\bar{\alpha}} L_j^{1-\bar{\alpha}}} \quad (V.2)$$

El *output* regional puede expresarse como la suma de los *outputs* sectoriales

$$Q_j = \sum_i Q_{ij} \quad (V.3)$$

y por tanto la expresión (V.2) puede transformarse en

$$PTF_j = \sum_i \frac{Q_{ij}}{K_j^{\bar{\alpha}_i} L_j^{1-\bar{\alpha}_i}} \cdot \frac{K_j^{\bar{\alpha}_i} L_j^{1-\bar{\alpha}_i}}{K_j^{\bar{\alpha}} L_j^{1-\bar{\alpha}}} = \sum_i PTF_{ij} \cdot \omega_{ij} \quad (V.4)$$

donde en este caso PTF<sub>ij</sub>, y consecuentemente  $\omega_{ij}$ , se obtienen a partir de suponer que en todas las regiones los  $\alpha_i$  son iguales al promedio regional. Bajo cualquier otro procedimiento de obtención de PTF<sub>j</sub> y PTF<sub>ij</sub> (o TTP), los  $\omega_{ij}$  correspondientes serían

distintos, pero la PTF<sub>j</sub> regional sería el sumatorio de las PTF<sub>ij</sub> sectoriales ponderadas por los alternativos  $\omega_{ij}$  que recogen el peso de ese sector en la estructura productiva regional.

En efecto, bajo cualquier procedimiento de estimación de las PTF<sub>ij</sub> y PTF<sub>j</sub>, puede obtenerse un factor de proporcionalidad sectorial tal como Z<sub>ij</sub>, siendo

$$Z_{ij} = \frac{PTF_{ij}}{PTF_j} \quad (V.5)$$

Según cuál sea el procedimiento seguido de estimación de la PTF los Z<sub>ij</sub> diferirán, pero siempre se cumplirá como puede demostrarse fácilmente que

$$\omega_{ij} = \frac{1}{Z_{ij}} \cdot \frac{Q_{ij}}{Q_j} \quad (V.6)$$

Por consiguiente  $\omega_{ij}$  esta aproximando la concentración relativa de factores en el sector i respecto a la utilización conjunta de recursos por esa región, descontada la eficiencia regional con que se utilicen esos factores<sup>10</sup>. Este indicador de la estructura productiva sectorial es un índice compuesto, en todas sus acepciones, y a partir de él es posible obtener inmediatamente los coeficientes de localización  $\sigma_{ij}$  de una actividad productiva

$$\sigma_{ij} = \frac{\omega_{ij}}{\omega_{iN}} \quad (V.7)$$

El gráfico V.2 recoge los coeficientes de especialización para 1980 que se obtienen con todas las metodologías apuntadas de estimación de las PTF. Las diferencias son mínimas y no transforman a una región<sup>11</sup> de especializada a no especializada en un sector<sup>12</sup>.

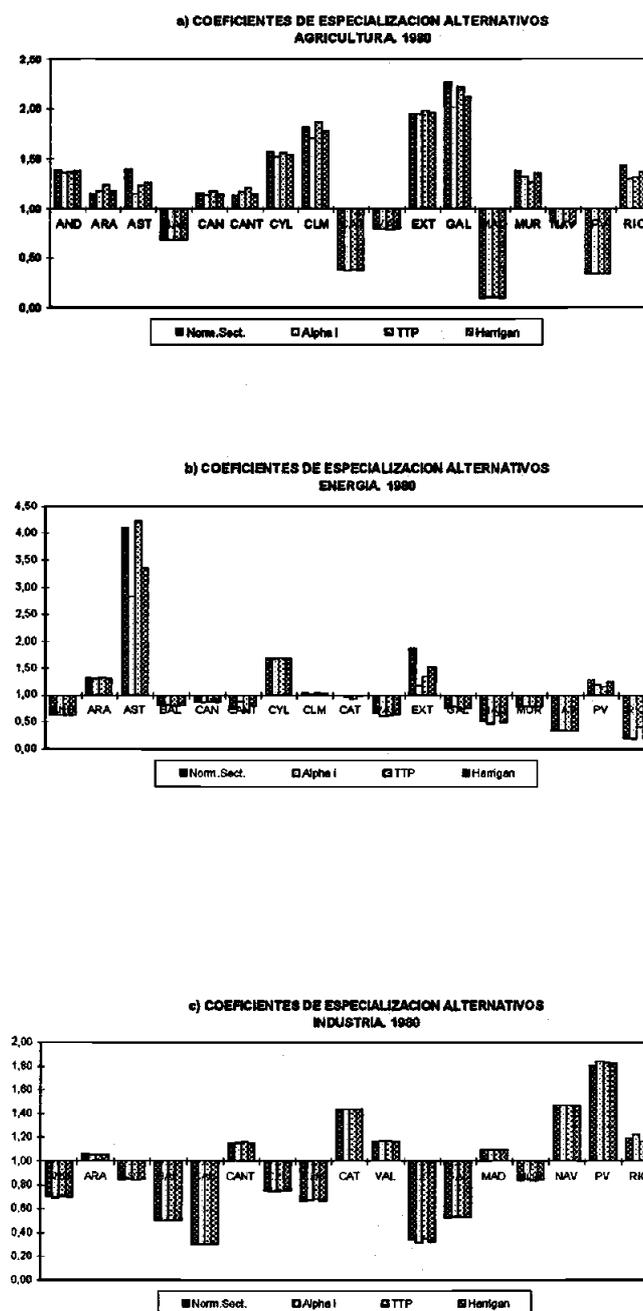
<sup>10</sup> De hecho la estructura productiva sectorial así medida es el recíproco de la eficiencia, pues es aquella parte del *output* que no explica (el residuo) la eficiencia relativa sino que sólo se explica por los volúmenes relativos de factores aplicados. Según cómo se mida el residuo se obtiene la concentración relativa de factores.

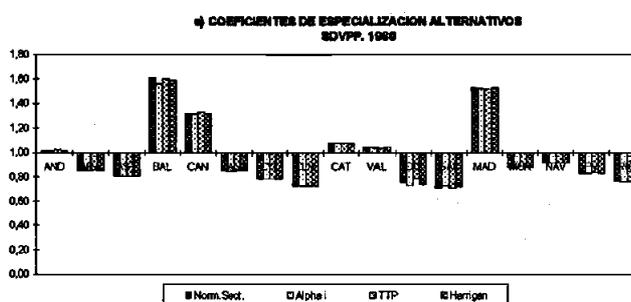
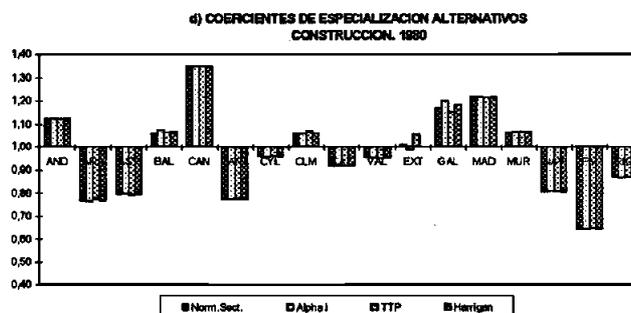
<sup>11</sup> La única excepción se produce en el sector construcción en Extremadura cuando se utiliza el procedimiento de estimación  $\bar{\alpha}_i$ , pero con valores muy próximos a los obtenidos en los procedimientos alternativos.

<sup>12</sup> Este resultado hace que la aplicación de un análisis *shift-share* a partir de cualquier procedimiento de obtención de la PTF sea neutral a la hora de estimar los signos de los efectos sectoriales y diferenciales como se comprobará en el apartado siguiente, en la medida que los efectos sectoriales y de adecuación dependen de los coeficientes de localización.

Eso no ocurre si se considera como coeficiente de localización el empleo, el capital o el valor añadido como se recogía en el gráfico V.1.

**Gráfico V.2.- Comparación de las estructuras productivas. 1980**



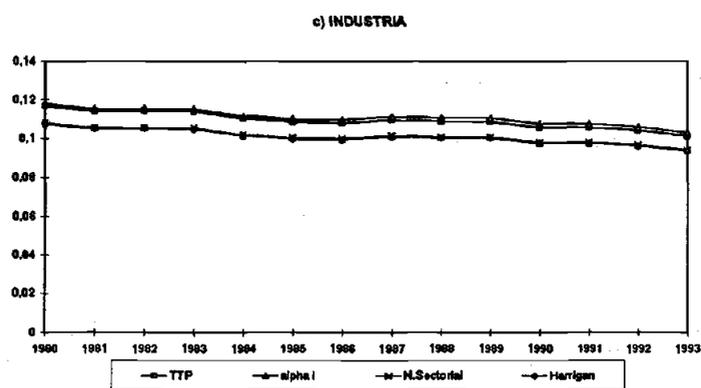
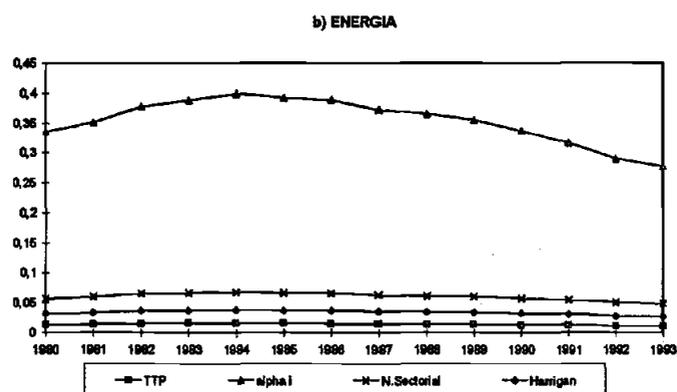
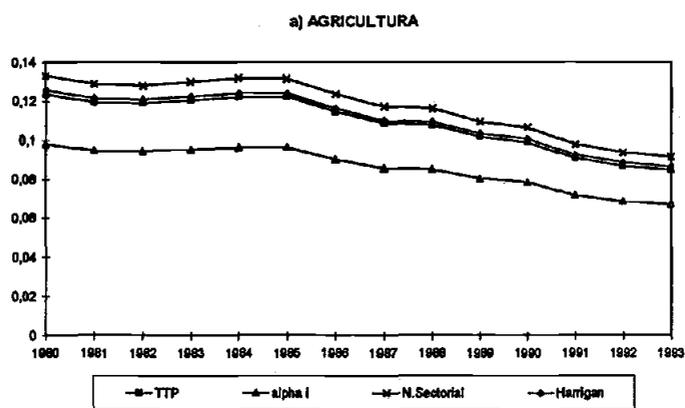


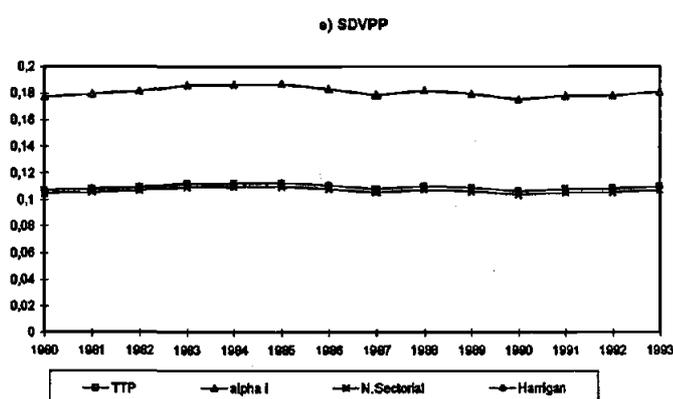
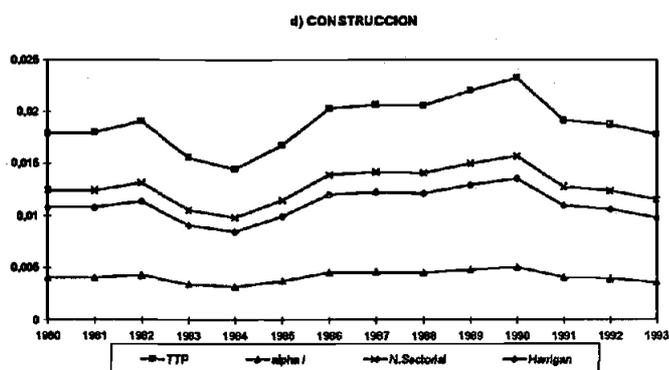
Fuente: BD.MORES. Elaboración propia.

Estos coeficientes de localización cambian muy lentamente a lo largo del tiempo, como se ha podido comprobar calculándolos también para 1985 y 1993. No obstante, si se observa la desviación típica de los  $\omega_{ij}$  para cada sector  $i$ , tal y como se recoge en el gráfico V.3, a partir de 1985 sobre todo, puede hablarse de cierta homogeneización de las estructuras productivas en la generalidad de los sectores productivos, con la única excepción de construcción cuya desviación típica es de por sí muy reducida. Este resultado es acorde con los obtenidos por Raymond y García (1994), de la Fuente (1996) y, en la medida en que el cambio estructural y la homogeneización de las estructuras productivas se intensifica en los periodos de expansión, con Escribá y Díaz (1997). Este resultado además advierte sobre la relevancia de calibrar cuál ha sido la contribución del cambio estructural en la evolución de las PTF regionales. Por otro lado, es de destacar que esta homogeneización

de las estructuras productivas es independiente del procedimiento utilizado para estimar  $PTF_{ij}$  y  $\omega_{ij}$ .

**Gráfico V.3.- Convergencia- $\sigma$  de las estructuras productivas. 1980-1993**





Fuente:BD.MORES. Elaboración propia.

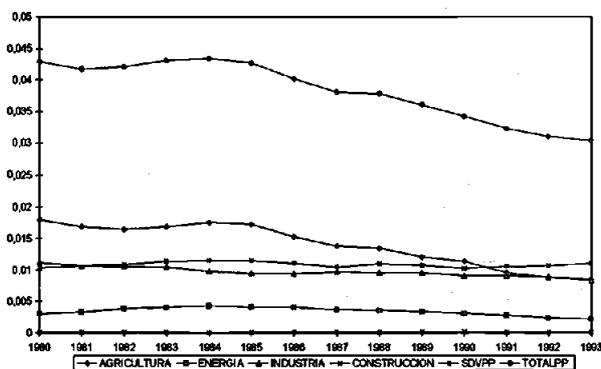
No obstante, que se produzca homogeneización de las estructuras productivas intrasectorialmente pero que simultáneamente no cambien apreciablemente los coeficientes de especialización, es indicativo de que no se ha producido una verdadera reasignación intersectorial de factores, sino más bien una reducción del subempleo del factor trabajo en determinados sectores, especialmente agricultura, en las regiones más agrícolas. En el mismo sentido, si se define, utilizando un procedimiento semejante al de Raymond y García (1994), un índice de desigualdad (IDG), en este caso en términos de  $\omega_{ij}$ , como

$$IDG = \frac{\sum_{i=1}^{17} \left[ (\omega_{Aj} - \omega_{AN})^2 + (\omega_{Ej} - \omega_{EN})^2 + (\omega_{Ij} - \omega_{IN})^2 + (\omega_{Cj} - \omega_{CN})^2 + (\omega_{Sj} - \omega_{SN})^2 \right]}{17}$$

siendo los subíndices indicativos A, E, I, C y S de los sectores agrícola, energético, industrial, construcción y servicios privados productivos respectivamente. El índice de desigualdad global (IDG) puede descomponerse en los índices de desigualdad de cada uno de los

sectores. La representación de estos índices sectoriales de desigualdad se recoge en el gráfico V.4. El aumento de la homogeneidad de las estructuras productivas se debe, principalmente, a la disminución general de la participación del sector agrícola y además, es más pronunciada en las regiones en las que inicialmente éste tenía mayor presencia. En el resto de sectores no se observa ninguna tendencia significativa respecto a los índices de desigualdad.

**Gráfico V.4.- Evolución de los índices de desigualdad sectoriales. 1980-93**



Fuente: BD.MORES. Elaboración propia.

## VI. Disparidades regionales en los niveles de productividad total de los factores. Una clasificación de las regiones.

Para captar con mayor detalle el origen de las disparidades regionales de la PTF que se manifiesta en el *ranking* del total del sector privado productivo, se ha procedido a una descomposición *shift-share* para los niveles iniciales<sup>13</sup>. Teniendo en cuenta, de acuerdo con la ecuación (V.4), que tanto la PTF regional como nacional puede ser expresada como una suma ponderada, por el factor estructura productiva, de las productividades sectoriales, el efecto neto (EN) puede expresarse

$$EN = PTF_j - PTF_N = \sum_i PTF_{iN} [\omega_{ij} - \omega_{iN}] + \sum_i \omega_{ij} [PTF_{ij} - PTF_{iN}] \quad (VI.1)$$

donde el primer sumando de la derecha recogerá el efecto sectorial (ES) y el segundo el efecto diferencial convencional (EDC).

El efecto sectorial depende de la especialización productiva pues para todas las regiones se contemplan los mismos niveles nacionales de la PTF para cada sector. De tal modo, el efecto sectorial puede expresarse como  $\sum_i PTF_{iN} \cdot \omega_{iN} [\sigma_{ij} - 1]$  de acuerdo con la expresión (V.7). A su vez, el efecto diferencial convencional puede descomponerse, (véase Esteban (1972) y Escribá y Díaz (1997)), en un efecto diferencial en sentido estricto (ED), totalmente independiente de la estructura productiva regional y en un efecto adecuación regional de la estructura productiva (EA). En efecto,

$$\sum_i \omega_{ij} [PTF_{ij} - PTF_{iN}] = \sum_i \omega_{iN} [PTF_{ij} - PTF_{iN}] + \sum_i [\omega_{ij} - \omega_{iN}] [PTF_{ij} - PTF_{iN}] \quad (VI.2)$$

El efecto diferencial en sentido estricto, el primer miembro de la derecha del signo de la igualdad de la expresión anterior, capta cómo los diferenciales de PTF intrasectoriales de la región respecto a la nación contribuyen a su diferente productividad total. El efecto adecuación, el segundo miembro de la derecha, recoge la influencia sobre las disparidades regionales en PTF de la especialización productiva (o no) de la región en aquellos sectores en los que disfruta de mayor (menor) productividad intrasectorial relativa respecto a la nación. Obsérvese que  $EA_i = ED_i (\sigma_{ij} - 1)$ .

<sup>13</sup> Se ha realizado también para 1985 y 1993 y tanto para el normalizado sectorial, que es el que se detalla aquí, como para la TTP y para la aproximación a la medición de la PTF que mantiene constante  $\bar{\alpha}_i$ . Los resultados principales apenas se ven alterados por dos razones: el papel determinante de los sectores industria y servicios y los coeficientes de especialización que son semejantes en las metodologías alternativas.

El efecto neto regional puede entonces ser expresado como la suma de tres efectos  $EN = ES + ED + EA$ . Los efectos sectoriales son el principal determinante del signo del efecto neto. En todas las regiones situadas en el *ranking* por encima de la nación se observan efectos sectoriales positivos, excepto en La Rioja. El signo positivo de los efectos sectoriales proviene de la especialización en industria (País Vasco, Navarra y La Rioja, en esta última región reduce el signo negativo sectorial global), servicios (Baleares y Madrid) o ambos (Cataluña y C. Valenciana). Los mayores niveles nacionales de la productividad total de los factores en industria y servicios respecto al resto de sectores y la especialización productiva, produce este resultado como puede observarse en el cuadro VI.1.

Todas las regiones situadas en la parte inferior del *ranking* tienen efectos sectoriales negativos. Este signo negativo viene determinado por la no especialización en industria (Andalucía y Canarias), en servicios (Aragón y Cantabria) o en ambas (Asturias, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Extremadura, Galicia y Murcia).

Aunque cuantitativamente los efectos sectoriales sean los más importantes, los efectos diferenciales actúan en el mismo sentido, en general, y profundizan por tanto, las diferencias regionales en la PTF. Exceptuando la Comunidad Valenciana y Baleares, las regiones situadas en la parte superior del *ranking* muestran ventajas comparativas en la PTF en la práctica totalidad de todos los sectores con la excepción de energía. Esto apunta hacia la existencia de efectos regionales, es decir, hacia una relación intersectorial en los niveles diferenciales de productividad como si el estado de la tecnología se difundiese entre sectores dentro de las regiones que son más productivas en general<sup>14</sup>. Lo mismo puede afirmarse de las regiones situadas en la parte inferior del *ranking*. Extremadura, las dos Castillas, Cantabria y Galicia (excepto en industria las dos últimas) presentan unos niveles de productividad, en la generalidad de los sectores, inferior a la nacional. Andalucía y Aragón solo, aunque con un *gap* importante, en industria y servicios, Asturias en agricultura y servicios, Canarias en agricultura, industria y servicios y Murcia en agricultura e industria.

---

<sup>14</sup> Baleares solo disfruta de ventajas comparativas en servicios. La Comunidad Valenciana solo presenta efectos diferenciales positivos en agricultura y construcción. Esta última región deja de situarse en la parte superior del *ranking* a mediados de los ochenta. Cataluña también presenta efectos diferenciales negativos en servicios.

CUADRO VI.1.- EFECTOS DE LA DESCOMPOSICION SHIFT-SHARE ESTÁTICO DE LA PTF POR SECTORES Y REGIONES. 1980

	And	Ara	Ast	Bal	Can	Cant	CyL	CLM	Cat	C.Val	Extr	Gal	Mad	Mur	Nav	P.Vas	Rio
<b>EFFECTO SECTORIAL</b>																	
Agricultura	3,554	1,426	3,655	-2,920	1,448	1,240	5,242	7,521	-5,768	-1,939	8,704	11,657	-8,315	3,500	-1,226	-6,110	3,997
Energía	-1,514	1,227	12,286	-0,776	-0,519	-1,021	2,701	0,160	-0,032	-1,317	3,462	-0,979	-1,939	-0,875	-2,621	1,106	-3,170
Industria	-9,512	1,949	-5,019	-15,748	-22,159	4,678	-7,891	-10,759	13,911	5,159	-21,115	-15,200	2,972	-5,176	14,929	25,559	5,959
Construcción	1,293	-2,395	-2,132	0,624	3,602	-2,363	-0,412	0,609	-0,851	-0,455	0,118	1,772	2,246	0,671	-1,998	-3,680	-1,340
Servicios	0,721	-6,448	-8,641	27,112	13,971	-6,661	-9,462	-12,410	3,406	1,948	-10,908	-12,904	23,433	-5,375	-3,789	-7,548	-10,322
<b>Total PP</b>	<b>-5,458</b>	<b>-4,241</b>	<b>0,149</b>	<b>8,291</b>	<b>-3,658</b>	<b>-4,127</b>	<b>-9,822</b>	<b>-14,878</b>	<b>10,666</b>	<b>3,396</b>	<b>-19,739</b>	<b>-15,654</b>	<b>18,397</b>	<b>-7,255</b>	<b>5,296</b>	<b>9,327</b>	<b>-4,875</b>
<b>E. DIFERENCIAL PURO</b>																	
Agricultura	1,687	1,848	-4,976	-1,810	-0,130	-2,139	-0,188	1,282	3,246	1,282	-1,707	-4,033	1,387	-1,005	3,427	3,179	0,620
Energía	0,477	0,358	0,572	-1,038	0,577	-2,152	-0,594	0,828	-0,319	-0,741	-3,133	2,035	-0,166	3,984	-1,316	-1,032	1,251
Industria	-1,415	-5,963	4,934	-6,049	0,279	0,880	-0,101	-4,121	0,833	-1,624	-7,366	0,354	3,480	-2,313	2,957	2,205	7,958
Construcción	0,743	0,552	1,275	-1,136	-1,605	-1,467	-1,366	-0,845	0,765	1,450	-2,277	-2,307	0,793	0,050	1,378	0,262	0,734
Servicios	-3,674	-2,331	-3,760	2,508	-0,757	0,087	-0,790	-7,101	-2,010	-0,801	-7,957	-2,147	8,683	2,107	1,222	3,637	2,761
<b>Total PP</b>	<b>-2,182</b>	<b>-5,536</b>	<b>-1,956</b>	<b>-7,526</b>	<b>-1,636</b>	<b>-4,792</b>	<b>-3,039</b>	<b>-9,957</b>	<b>2,515</b>	<b>-0,433</b>	<b>-22,440</b>	<b>-6,098</b>	<b>14,178</b>	<b>2,824</b>	<b>7,668</b>	<b>8,251</b>	<b>13,324</b>
<b>E. ADECUACION INICIAL</b>																	
Agricultura	0,651	0,286	-1,975	0,574	-0,020	-0,288	-0,107	1,047	-2,033	-0,270	-1,613	-5,106	-1,253	-0,382	-0,456	-2,110	0,269
Energía	-0,182	0,111	1,768	0,203	-0,075	0,553	-0,404	0,033	0,003	0,246	-2,729	-0,501	0,081	-0,877	0,868	-0,287	-0,998
Industria	0,423	-0,365	-0,778	2,992	-0,194	0,129	0,025	1,392	0,364	-0,263	4,885	-0,169	0,325	0,376	1,386	1,770	1,489
Construcción	0,093	-0,128	-0,262	-0,068	-0,557	0,334	0,054	-0,050	-0,063	-0,064	-0,026	-0,394	0,172	0,003	-0,265	-0,093	-0,095
Servicios	-0,059	0,337	0,728	1,525	-0,237	-0,013	0,168	1,975	-0,153	-0,035	1,946	0,621	4,561	-0,254	-0,104	-0,615	-0,639
<b>Total PP</b>	<b>0,925</b>	<b>0,242</b>	<b>-0,519</b>	<b>5,225</b>	<b>-1,085</b>	<b>0,715</b>	<b>-0,264</b>	<b>4,398</b>	<b>-1,883</b>	<b>-0,386</b>	<b>2,462</b>	<b>-5,550</b>	<b>3,886</b>	<b>-1,134</b>	<b>1,429</b>	<b>-1,335</b>	<b>0,026</b>

Los efectos adecuación de la estructura productiva no desempeñan un papel determinante. Sin embargo, llama la atención la inadecuación que manifiestan, en la práctica generalidad de los sectores, la Comunidad Valenciana, Galicia, País Vasco y Canarias. Es decir, estas regiones están especializadas (o no) en aquellos sectores en que poseen desventajas (ventajas) comparativas respecto a la PTF. Por el contrario, Madrid, Castilla-La Mancha y Baleares son las regiones que muestran mayor sincronía entre su especialización (o no) y sus ventajas (desventajas) comparativas.

Sin embargo, si se observan los *ranking* de la PTF en 1980, 1985 y 1993 se aprecian algunas alteraciones significativas<sup>15</sup>. A pesar de estos cambios, los resultados que se obtienen a partir de un análisis *shift-share* para 1985 y 1993 permiten mantener las principales conclusiones anteriores, tanto respecto a los efectos sectoriales como diferenciales y de adecuación. Las seis regiones más productivas lo siguen siendo tanto por su especialización productiva como por tener efectos diferenciales positivos en la generalidad de sus sectores (excepto Baleares muy especializada en servicios). La Comunidad Valenciana pierde posiciones en el *ranking* pues presenta efectos diferenciales negativos en 1980, pero aún más intensos en 1985 y 1993 en industria y servicios. Murcia, Andalucía y Asturias presentan un comportamiento similar a la Comunidad Valenciana aunque menos pronunciado. Por el contrario, Cantabria presenta en 1993 efectos diferenciales positivos en todos los sectores. Las cuatro regiones menos productivas lo siguen siendo tanto por su no especialización en industria y servicios como por presentar también en 1985 y 1993 efectos diferenciales negativos en la generalidad de sectores, con la única excepción de Castilla y León en industria.

En el gráfico VI.1<sup>16</sup> puede observarse cuál ha sido la evolución del *ranking* de 1980 en 1985 y 1993. Las seis regiones más productivas y las cuatro menos productivas se mantienen aunque en las primeras se modifican sus posiciones según el momento temporal considerado<sup>17</sup>.

En todas ellas, con la única excepción de Baleares, puede hablarse de niveles de productividad muy interrelacionados entre todos los sectores como manifiestan los efectos diferenciales sectoriales. En este sentido podemos establecer la existencia de dos "clubes" tecnológicos extremos formados por las regiones que llamaremos avanzadas (Madrid, País

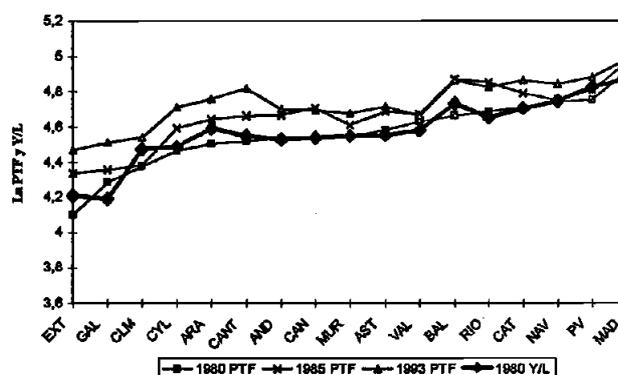
<sup>15</sup> La Comunidad Valenciana, sobre todo, pero también Asturias, Murcia, Cataluña, Navarra y País Vasco pierden posiciones. Por el contrario, Aragón y Cantabria ganan posiciones en el *ranking*.

<sup>16</sup> El *ranking* de los niveles de la PTF para 1980, 1985 y 1992 utilizando las diversas alternativas de obtención de las PTF, esto es, la TTP,  $\bar{\alpha}_i$  y Harrigan presenta unos perfiles idénticos, es por ello que solamente presentamos en el gráfico los correspondientes a la normalizada regional.

<sup>17</sup> Exclusivamente en el año 1993 Castilla y León deja de estar incluida entre las cuatro regiones menos productivas.

Vasco, Navarra, Cataluña, La Rioja y Baleares) y atrasadas (Extremadura, Galicia, Castilla y León y Castilla-La Mancha).

**Gráfico VI.1.- Evolución del ranking de la PTF y Y/L para las regiones españolas**



Fuente: BD.MORES. Elaboración propia.

En una situación intermedia se encuentran el resto de regiones en las que su posición relativa en el *ranking* aparece más efímera y dependiente de las circunstancias económicas del momento. No obstante, en este grupo al que denominamos regiones intermedias, coexisten regiones con ventajas comparativas -efectos diferenciales positivos en 1980, 1985 y 1993- en agricultura (Andalucía, Aragón y Murcia) o industria (Cantabria), aunque en general presentan efectos diferenciales negativos en servicios. En el cuadro VI.2 se establece la clasificación de regiones en avanzadas, atrasadas e intermedias.

**Cuadro VI.2.- Taxonomía regional y efectos de la descomposición *Shift-share* PTF. 1980**

(Promedio de las regiones en relación con la media nacional)

REGION	SECTOR	E.S.	E.D.P.	E.A.I.	Suma
<b>Regiones avanzadas</b>					
Madrid, País Vasco, Navarra	Agricultura	-3,3902	1,6749	-0,8348	-2,5501
Cataluña, La Rioja y Baleares	Energía	-1,2386	-0,4366	-0,0219	-1,6970
	Industria	7,9304	1,8974	1,3878	11,2155
	Construcción	-0,8333	0,4657	-0,0688	-0,4363
	SDVPP	5,3820	2,8002	0,7624	8,9445
	Total PP	7,8503	6,4017	1,2247	15,4766

<b>Regiones atrasadas</b>					
Extremadura, Galicia,	<b>Agricultura</b>	8,2812	-1,1616	-1,4449	5,6747
Cast-Mancha y Cast-León	<b>Energía</b>	1,3359	-0,2160	-0,9004	0,2195
	<b>Industria</b>	-13,7413	-2,8085	1,5333	-15,0164
	<b>Construcción</b>	0,5216	-1,6987	-0,1039	-1,2810
	<b>SDVPP</b>	-11,4207	-4,4987	1,1774	-14,7420
	<b>Total PP</b>	-15,0234	-10,3835	0,2616	-25,1452
<b>Regiones intermedias</b>					
C.Valenciana, Asturias,	<b>Agricultura</b>	1,8406	-0,4904	-0,2855	1,0647
Murcia, Canarias, Andalucía	<b>Energía</b>	1,1812	0,4394	0,2204	1,8409
Cantabria y Aragón	<b>Industria</b>	-4,2973	-0,7460	-0,0960	-5,1393
	<b>Construcción</b>	-0,2541	0,1426	-0,0829	-0,1944
	<b>SDVPP</b>	-1,4978	-1,3042	0,0667	-2,7353
	<b>Total PP</b>	-3,0275	-1,9587	-0,1773	-5,1635

Las regiones avanzadas presentan efectos positivos tanto netos como sectoriales, diferenciales y de adecuación a nivel global y especialmente importantes en los sectores industria y servicios<sup>18</sup>. Además presentan unos niveles, excepto en energía, de productividad total de los factores superiores a la media nacional como muestran los efectos diferenciales, consecuencia de ventajas comparativas para la generalidad de los sectores.

Las regiones calificadas como atrasadas tienen una reducida especialización en industria y servicios, sectores en los que no muestran ventajas comparativas, como indican los efectos diferenciales negativos y de adecuación positivos. Además de presentar diferenciales de productividad intrasectorial inferior a la nacional en la totalidad de los sectores. Las regiones intermedias, como hemos mencionado con anterioridad, no presentan un patrón tan uniforme, pero en promedio su no especialización en industria y servicios va acompañado de efectos diferenciales negativos en los principales sectores.

Puede, por tanto, concluirse que hay importantes efectos regionales, es decir, que hay regiones que son más (o menos) productivas en la generalidad de los sectores, lo cual es indicativo de que los niveles de productividad están conectados intersectorialmente, sobre todo por estar especialmente localizados en esas regiones el sector industrial y de

<sup>18</sup> Habría que avanzar ya en este estadio de la investigación que las regiones avanzadas poseen una composición del sector servicios muy decantada hacia servicios a las empresas y que son este tipo de servicios los que manifiestan mayores niveles de productividad por su relación con las modernas tecnologías de información y comunicación. De hecho, es posible que estos servicios se concentren en determinados núcleos poblacionales industrializados y que por tanto contribuyan a la desigualdad interregional.

servicios<sup>19</sup>. Esto parece ser indicativo de que al margen de que la tecnología pueda difundirse o no intrasectorialmente entre regiones como se analizará más adelante, parece difundirse intersectorialmente dentro de una región.

Con anterioridad hemos podido comprobar que el *ranking* regional de la productividad del trabajo es muy similar al de la PTF en lo que respecta al total del sector privado productivo. De hecho, llamando  $\tilde{q}_r$  a la diferencia entre la productividad global del trabajo en la región y la nación y  $P\tilde{T}F_r$  a esa misma diferencia pero en relación a la PTF y siendo  $k_r$  y  $k_n$  la relación capital-trabajo global regional y nacional respectivamente, puede escribirse

$$\tilde{q}_r = k_n^{\alpha_n} \cdot P\tilde{T}F_r + PTF_r [k_r^{\alpha_r} - k_r^{\alpha_n}] + PTF_r [k_r^{\alpha_n} - k_n^{\alpha_n}] \quad (\text{VI.3})$$

El primer miembro de la derecha recoge el impacto sobre el diferencial regional de la productividad del trabajo del diferencial en la PTF, el segundo, el efecto del diferente factor exponencial y el tercero el de la distinta intensidad de capital.

La influencia de los diferenciales de la PTF son determinantes en 1980 en todas las regiones<sup>20</sup> mucho más que la intensidad capitalista. A diferencia de lo que se observa en los países industrializados (Christensen *et al* (1981)), en las regiones españolas a nivel global no se observa una correspondencia directa entre mayor intensidad capitalista y mayores niveles en la productividad del trabajo. Elevados niveles de intensidad capitalista en las regiones españolas provienen de su especialización en los sectores agrícola y energético (véase Escrivá y Díaz (1997)). Los países desarrollados son conjuntos diversificados sectorialmente más semejantes entre sí. Sin embargo, las regiones de un país son entidades mucho más desiguales entre sí con una gran división del trabajo espacial. No es extraño que en el contexto regional sea la PTF el factor determinante de los niveles relativos de productividad del trabajo.

<sup>19</sup> La aparente reasignación queda en entredicho cuando se constata que muchos servicios pueden ser clasificados de consumo intermedio debido a cambios estructurales en el proceso de producción de bienes industriales. Se produce en general una integración progresiva entre la producción de bienes en ciertas regiones y la presencia paralela de ciertas ramas del sector servicios.

<sup>20</sup> Excepto la Comunidad Valenciana por su baja intensidad capitalista, lo que apoya la exclusión de la mencionada comunidad del grupo de las regiones avanzadas, máxime si se tiene en cuenta que en 1985 y 1993 el efecto de la PTF ya presenta una influencia negativa. Lo contrario ocurre con Cantabria en lo que se refiere a la PTF en 1993 y Aragón por la elevada relación capital-trabajo en 1985 y 1993. En el cuadro VI.3 se recogen con todo detalle los resultados anteriores.

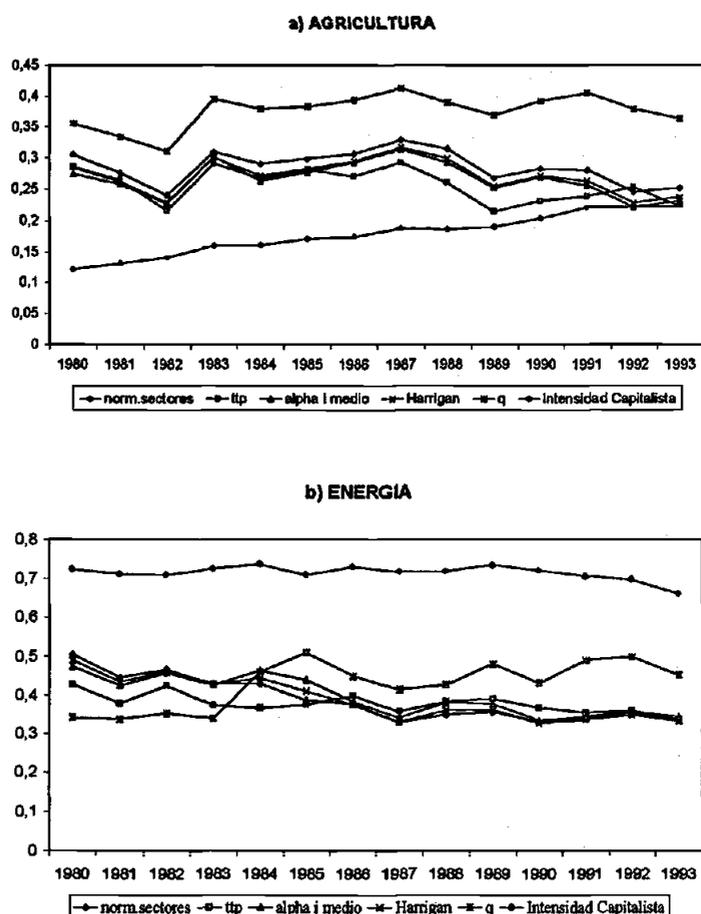
**Cuadro VI.3. Descomposición del diferencial de la productividad del trabajo global para las regiones españolas.**

	Diferencial q	Diferencial PTF	Diferencial exponentes	Diferencial intensidad capitalista
<b>Andalucía</b>	-7,21397	-6,71426	-0,01105	-0,48866
<b>Aragón</b>	-1,32884	-9,53471	-0,45758	8,66345
<b>Asturias</b>	-4,83002	-2,32523	0,46442	-2,96922
<b>Baleares</b>	13,71158	5,99054	1,41511	6,30594
<b>Canarias</b>	-6,37749	-6,37889	0,00016	0,00125
<b>Cantabria</b>	-5,35811	-8,20308	0,14600	2,69897
<b>Cas. y León</b>	-10,96736	-13,12489	-0,31626	2,47379
<b>Cas.-La Mancha</b>	-12,21928	-20,43707	0,32383	7,89397
<b>Cataluña</b>	10,51504	11,29766	0,00974	-0,79237
<b>C.Valenciana</b>	-2,37214	2,57694	-0,22262	-4,72646
<b>Extremadura</b>	-32,57962	-39,71712	-1,55924	8,69675
<b>Galicia</b>	-33,79401	-27,30191	1,52744	-8,01954
<b>Madrid</b>	30,43675	36,46053	-0,17059	-5,85319
<b>Murcia</b>	-5,07678	-5,56519	0,07026	0,41815
<b>Navarra</b>	15,30139	14,39263	0,05606	0,85270
<b>P.Vasco</b>	25,09584	16,24338	-0,06992	8,92238
<b>La Rioja</b>	5,30893	8,47510	-0,52534	-2,64082

## VII.- De convergencias, acumulación de factores y cambio tecnológico.

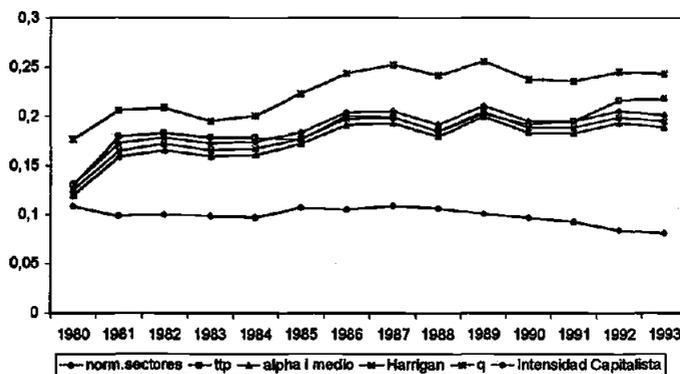
Para el total del sector privado productivo se observa, en el periodo estudiado, una tímida convergencia  $\sigma$  y  $\beta$  en la productividad del trabajo. Este resultado ha sido asiduamente recogido en numerosos trabajos<sup>21</sup> recientes sobre las regiones españolas. La coexistencia de esta convergencia en la productividad del trabajo global junto con la inexistencia de convergencia  $\sigma$  y  $\beta$  en la productividad del trabajo para los sectores individuales, como puede observarse en el gráfico VII.1(a-e) y en el cuadro VII.1, ha empezado a dirigir la reflexión hacia el cambio estructural y la homogeneización de las estructuras productivas como fuente de la convergencia global observada.

Gráfico VII.1. Convergencia  $\sigma$  en las regiones españolas 1980-93

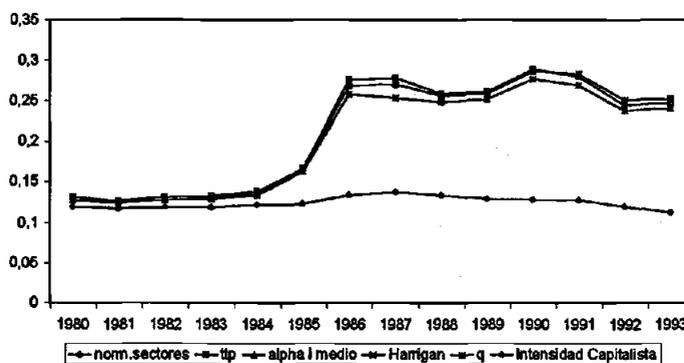


<sup>21</sup> Véase por ejemplo, Raymond y García (1994), García-Milá y Marimón (1996) y de la Fuente (1996).

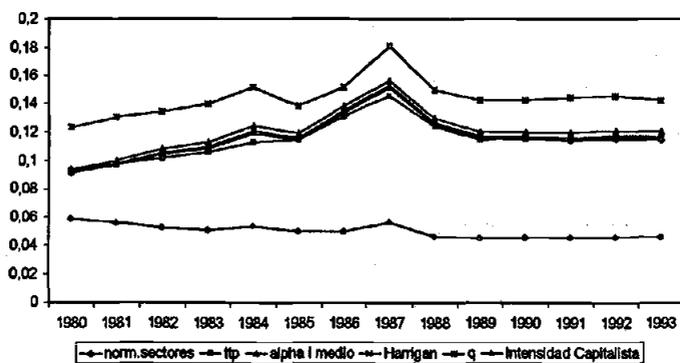
c) INDUSTRIA



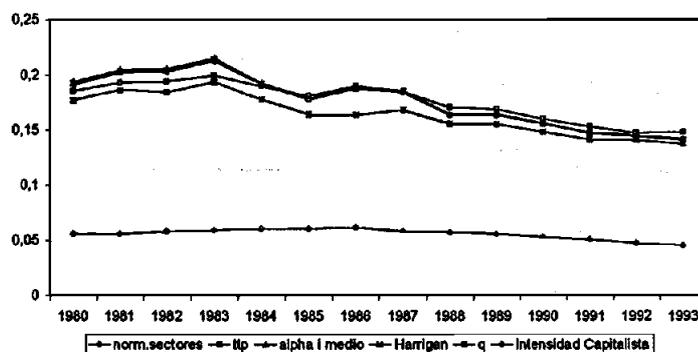
a) CONSTRUCCIÓN



D) SERVICIOS P. P.



e) TOTAL PRIVADO PRODUCTIVO



Fuente: BD.MORES. Elaboración propia.

En gran parte, el que los análisis desagregados sectorialmente se hayan limitado a la productividad del trabajo es consecuencia de la ausencia hasta fechas recientes de datos básicos sobre *stock* de capital y participaciones de las rentas de los factores en el *output* por regiones y sectores productivos. Pero, por otro lado, el uso predominante de la productividad del trabajo, incluso en los análisis agregados impide distinguir entre cambios en la tecnología y en la acumulación de factores. De esta forma los debates sobre la existencia o no de convergencia han enfatizado excesivamente en los modelos de crecimiento exógeno y endógeno el mecanismo neoclásico de acumulación de factores, mientras no era posible discriminar en la evolución de la productividad del trabajo la influencia relativa de la difusión tecnológica y de la intensificación de capital.

Si lo anterior puede afirmarse incluso para los análisis agregados, estos planteamientos esconden además la incidencia de los cambios estructurales que desempeñan un papel importante en los procesos de convergencia. De acuerdo con de la Fuente (1996), el coeficiente  $\beta$  de convergencia parece depender del "grado de rendimientos a escala de los factores acumulables, de la velocidad de difusión tecnológica y de factores sectoriales, y sería positivo (es decir, la tasa de crecimiento sería una función decreciente de la renta) cuando las fuerzas que promueven la convergencia son dominantes". La disponibilidad de datos sectoriales en la base BD.MORES sobre empleo, capital, *output* y participación de la renta de los factores por sectores y regiones en el V.A.B.c.f., permite plantear cuál ha sido la contribución relativa de los tres elementos apuntados en la tímida convergencia que se aprecia en la productividad del trabajo.

Sin embargo, parece conveniente antes de remitirse al cambio estructural<sup>22</sup> y sobre todo cuando se comparan entre sí las convergencias  $\sigma$  en productividad del trabajo y en

<sup>22</sup> El cambio estructural medido bien a través del *output* o bien a través del empleo es cuestionable, como se ha podido constatar en el apartado V de este trabajo. No obstante, si el análisis se refiere exclusivamente a la productividad del trabajo nunca se utiliza un índice compuesto de factores. Esta es otra razón para

PTF a nivel global y para cada sector (véase gráfico VI.1 a-e), calibrar cuál es la importancia relativa del mecanismo neoclásico de convergencia por antonomasia, es decir, la intensificación de capital y cuál el de la dinámica de la PTF en la convergencia si se puede, o como mínimo, en la dinámica de la productividad del trabajo.

En los gráficos VII.1 se recoge la convergencia  $\sigma$  de la productividad del trabajo ( $q$ ), de la PTF y de la intensidad de capital ( $k^\alpha$ ), siendo  $k$  la relación capital-trabajo y  $\alpha$  el factor exponencial de cada sector y región. En el global del sector privado productivo se observa la convergencia ya referida en la productividad del trabajo y en la PTF<sup>23</sup> y mínima dispersión en el factor intensidad de capital. En los sectores individuales solo se observa convergencia en la PTF en agricultura y energía. En el sector agrícola el factor intensidad de capital ( $k^\alpha$ ) muestra un aumento continuo de las disparidades regionales, y en energía presenta unos valores de dispersión muy elevados<sup>24</sup>.

Antes de centrarnos en los resultados de la convergencia  $\beta$  podemos observar en los gráficos del apéndice 1 la distinta evolución de la PTF<sup>25</sup> sectorial y global de las regiones españolas. Puede observarse como en el sector agrícola y energético así como el en total privado productivo se ha producido un acercamiento entre las distintas regiones, mientras que en industria y en mayor medida construcción, el distanciamiento entre las regiones que tienen niveles menores y mayores de la PTF es evidente. En el sector servicios se observa divergencia en las PTF regionales hasta entrados la mitad de los ochenta y un acortamiento de distancias el resto del periodo temporal, aunque el acercamiento o reducción del *gap* parece más evidente entre las regiones situadas en la mitad inferior del *ranking*.

En el cuadro VII.1 se presentan los resultados de la estimación por M.C.O. de la convergencia- $\beta$  para la productividad del trabajo y para la PTF en el periodo muestral considerado 1980-93, y para los sectores y regiones españolas. Existe un proceso de convergencia en productividad del trabajo, sólo a nivel global con una velocidad de

---

llevar a cabo la reflexión contenida en este apartado y por lo que, el análisis que se realizará posteriormente del cambio estructural estará referido a la PTF.

<sup>23</sup> Las distintas aproximaciones de la medición en niveles de la PTF dan lugar a valores de la dispersión de la PTF distintos pero a unos perfiles similares en el tiempo. Lo mismo ocurre si las tasas de crecimiento de la PTF se calculan como se plantean en el apartado III o se utiliza año a año la TTP, tal como puede observarse en los gráficos.

<sup>24</sup> El factor denominado de intensidad de capital es la relación capital-trabajo de cada región elevado a un exponente muy inferior a la unidad (la participación de las rentas del capital en el valor añadido de ese sector y región). La dispersión observada en el sector energético y sobre todo el aumento de la disparidad en agricultura apunta a que la relación capital-trabajo no ha desempeñado un papel favorable a la convergencia en estos sectores.

<sup>25</sup> Los valores de las PTF<sub>ij</sub> utilizados son los obtenidos del procedimiento denominado normalizado sectorial discutido anteriormente. Aunque con los valores obtenidos por los procedimientos alternativos, TTP,  $\bar{\alpha}$ , y Harrigan, se obtienen resultados similares a los aquí presentados.

convergencia del 2,7%. Sin embargo, a nivel sectorial no encontramos indicios de convergencia en productividad del trabajo.

En el análisis de convergencia realizado con la PTF, al igual que con la productividad del trabajo, se utilizan los datos desagregados para los cinco sectores y para el total privado productivo. En cada sector la tasa de crecimiento de la PTF (o Y/L) se regresa con una constante y con el nivel inicial (1980) del logaritmo de la PTF (o Y/L), obteniendo la estimación del parámetro a partir del cual se obtiene la velocidad de convergencia  $\beta$ . Al igual que con la productividad del trabajo encontramos evidencia de convergencia a nivel global a una velocidad aproximada del 3%, pero a diferencia de la productividad del trabajo, si que se encuentra evidencia de convergencia a nivel sectorial para la agricultura, con una velocidad de convergencia del 4% y para el sector energético.

**Cuadro VII.1.- Convergencia en Y/L y en PTF**

SECTOR		Constante	b	$\beta$	R <sup>2</sup>	S <sub>e</sub>
Total PP	Y/L	0.1282 (4.217)	-0.0230 (3.477)	0.027	0.44	0.0048
	PTF	0.1284 (4.861)	-0.0252 (4.356)	0.030	0.55	0.0044
Agricultura	Y/L	0.1039 (2.238)	-0.0137 (1.130)		0.07	0.0178
	PTF	0.1509 (3.456)	-0.0328 (2.780)	0.042	0.34	0.0144
Energía	Y/L	0.2325 (1.733)	-0.0355 (1.483)	0.171	0.12	0.0338
	PTF	0.2939 (5.556)	-0.0686 (5.259)		0.64	0.0263
Industria	Y/L	-0.0624 (1.098)	0.0177 (1.464)		0.12	0.0088
	PTF	-0.0603 (0.658)	0.0145 (0.759)		0.03	0.0100
Construcción	Y/L	0.1925 (1.1505)	-0.0379 (1.055)		0.06	0.0189
	PTF	0.1981 (1.070)	-0.0373 (1.012)		0.06	0.0193
Servicios	Y/L	0.0158 (0.274)	-0.0021 (0.172)		0.00	0.0062
	PTF	0.0746 (0.811)	-0.0167 (0.863)		0.04	0.0071

NOTA: Los coeficientes estimados provienen de la estimación por MCO de la expresión :

$$\hat{X}_{i,t} = a_i + \beta \text{Ln}(X_i)_{1980} + \varepsilon_{it}$$

siendo X la productividad del trabajo o la PTF .

La velocidad de convergencia implícita  $\beta$  se obtiene de  $b = -1/T(1 - e^{-\beta T})$ .

Los valores entre paréntesis corresponden a los t-Student.

Es posible matizar los resultados anteriores analizando la relación existente entre la dinámica diferencial de las variables implicadas. Podemos expresar la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo en el sector  $i$  de la región  $j$  como

$$\hat{q}_{ij} = P\hat{T}F_{ij} + \alpha_{ij} \hat{k}_{ij} \quad (\text{VII.1})$$

igualmente para España (N)

$$\hat{q}_{iN} = P\hat{T}F_{iN} + \alpha_{iN} \hat{k}_{iN} \quad (\text{VII.2})$$

Denominando  $\hat{\tilde{q}}_{ij}$  a la diferencia entre  $\hat{q}_{ij}$  y  $\hat{q}_{iN}$ , al igual que para  $\tilde{k}_{ij}$  y  $\tilde{\alpha}_{ij}$ , podemos escribir

$$\hat{\tilde{q}}_{ij} = P\hat{\tilde{T}}F_{ij} + \alpha_{iN} \hat{\tilde{k}}_{ij} + \tilde{\alpha}_{ij} \hat{k}_{ij} \quad (\text{VII.3})$$

y para el global del sector privado productivo

$$\hat{\tilde{q}}_j = P\hat{\tilde{T}}F_j + \alpha_{iN} \hat{\tilde{k}}_j + \tilde{\alpha}_j \hat{k}_j \quad (\text{VII.4})$$

El primer miembro de la derecha recoge la influencia sobre la dinámica diferencial de la productividad del trabajo de la dinámica diferencial de la PTF en la región respecto a la nación. Los otros dos miembros de la derecha de la ecuación recogen la contribución diferencial de la intensificación de capital en la región respecto a la nación, tanto por un crecimiento diferente de la relación capital-trabajo independiente del factor exponencial regional, como por las diferencias en el factor exponencial entre la región y la nación.

En lo sucesivo nos centraremos en el global del sector privado productivo y en los tres principales sectores: agricultura, industria y servicios privados productivos. Las razones son varias: son los sectores más importantes; el *ranking* en los sectores mencionados de la PTF no difiere especialmente del *ranking* en productividad del trabajo, cosa que no ocurre, sobre todo, en el sector energético<sup>26</sup> como ya se dejó constancia en el apartado IV; las reflexiones que realizaremos a continuación sólo tienen sentido bajo *rankings* de PTF y productividad del trabajo muy semejantes. Adicionalmente es preciso enfatizar, para comprender mejor las siguientes reflexiones, que como se puede comprobar en Escibá y Díaz (1997), los *ranking* en la relación capital-trabajo son absolutamente distintos de los

<sup>26</sup> En el sector de la construcción se ha territorializado el *stock* de capital básicamente en función del empleo en la base BD.MORES e incluso en Mas et al. (1995). Véase Dabán et al. (1996). Por otro lado hay apreciables discrepancias en los *ranking*.

correspondientes a la productividad del trabajo y a la PTF. A nivel regional no hay, como sucede entre países una asociación entre mayores niveles de productividad del trabajo ( $q$ ) y de la relación capital-trabajo ( $k$ ) a nivel global<sup>27</sup>. Regiones especializadas en energía y agricultura presentan los niveles mayores en intensidad de capital al contrario de lo que ocurre con la productividad del trabajo. En el trabajo citado, se enfatizaba que no hay razón para esperar que exista mecanismo automático de convergencia a través de la relación capital-trabajo.

Los cuadros VII.2 a VII.5 recogen las tasas diferenciales de crecimiento de la productividad del trabajo, de la PTF, de la intensidad de capital y de la descomposición de esta última entre la contribución del diferencial de crecimiento de la relación capital-trabajo y de diferencias en el factor exponencial. Por lo que se refiere al total del sector privado productivo, el cuadro VII.2 recoge la clasificación de las regiones en atrasadas, intermedias y avanzadas. En las atrasadas y en las intermedias hasta Cantabria inclusive, la productividad del trabajo y la PTF crecen por encima de la nación<sup>28</sup>. Desde Murcia hasta las regiones más avanzadas dominan los efectos negativos. Esto es indicativo de la existencia de convergencia. Pero además el coeficiente de correlación entre  $\tilde{q}$  y  $\tilde{PTF}$  es muy elevado, mientras que la intensificación de capital desempeña un papel muy secundario y débil para la convergencia, favorable para las regiones avanzadas y adverso para las atrasadas.

En agricultura, en el cuadro VII.3 se recoge el *ranking* de la productividad del trabajo muy semejante al de la PTF, la intensificación de capital tiende a agravar las disparidades en la productividad del trabajo sobre todo en las regiones situadas en la parte inferior del *ranking*. Ello es especialmente debido a que la relación capital-trabajo crece en todas las regiones excepto en Galicia, Madrid, Murcia, Andalucía y Aragón por encima de la nación. La dinámica de la productividad del trabajo viene principalmente determinada por la de la PTF como muestran los coeficientes de correlación y aunque la dinámica de la PTF es convergente se ve, en este aspecto, neutralizada por la intensificación de capital.

---

<sup>27</sup> Si que existe esa relación para los sectores industria y servicios privados productivos.

<sup>28</sup> Con la única excepción de Canarias.

Cuadro VII.2.- Total Productivo Privado

	$\hat{q}_j$	$\hat{PTF}_j$	Intens.Capit.	$\alpha_N \hat{k}_j$	$\hat{\alpha}_j \hat{k}_j$
<b>q<sub>r</sub> &lt; q<sub>N</sub> 1980</b>					
Galicia	0,006889	0,005537	0,001352	0,003952	-0,002601
Extremadura	0,017211	0,018835	-0,001625	-0,000103	-0,001521
Cast-Mancha	0,001349	0,000486	0,000862	0,000489	0,000373
Cast y León	0,007510	0,007710	-0,000200	0,001082	-0,001282
<b>Coef. de Correl.</b>		<b>0,996013</b>	<b>-0,851644</b>	<b>-0,293204</b>	<b>-0,484337</b>
<b>q<sub>r</sub> &gt; q<sub>N</sub> 1980</b>					
Andalucía	0,000032	0,000473	-0,000440	-0,000632	0,000191
Canarias	-0,000035	-0,000048	0,000013	-0,000991	0,001004
Cantabria	0,012495	0,011655	0,000840	0,000339	0,000501
Murcia	-0,003045	-0,001695	-0,001350	-0,002458	0,001108
Asturias	-0,000024	-0,001026	0,001002	0,002898	-0,001897
Valencia	-0,008370	-0,009667	0,001297	0,000819	0,000478
Aragón	0,005549	0,007786	-0,002237	-0,001872	-0,000364
<b>Coef. de Correl.</b>		<b>0,982256</b>	<b>-0,152107</b>	<b>-0,053197</b>	<b>-0,100396</b>
<b>q<sub>r</sub> &gt; q<sub>N</sub> 1980</b>					
La Rioja	0,005770	0,001109	0,004661	0,002354	0,002307
Cataluña	0,000207	-0,000486	0,000694	0,000816	-0,000122
Baleares	0,002426	0,004513	-0,002086	-0,003330	0,001244
Navarra	-0,002213	-0,003425	0,001211	0,000580	0,000632
País Vasco	-0,006080	-0,002468	-0,003612	-0,003570	-0,000042
Madrid	-0,006831	-0,007185	0,000355	0,000082	0,000273
<b>Coef. de Correl.</b>		<b>0,812056</b>	<b>0,572958</b>	<b>0,375493</b>	<b>0,797115</b>

Cuadro VII.3.- Sector Agrícola

	$\hat{q}_j$	$\hat{PTF}_j$	Intens.Capit.	$\alpha_N \hat{k}_j$	$\tilde{\alpha}_j \hat{k}_j$
<b>q<sub>r</sub> &lt; q<sub>N</sub> 1980</b>					
Asturias	0,001667	0,017920	-0,016252	0,005576	-0,021828
Galicia	-0,003711	0,010976	-0,014687	-0,002449	-0,012238
Cantabria	0,032287	0,019228	0,013059	0,008342	0,004716
Baleares	0,054246	0,061709	-0,007463	0,019787	-0,027250
Extremadura	0,013573	0,018601	-0,005028	0,000473	-0,005501
Cast. y León	0,047514	0,052949	-0,005436	0,004808	-0,010244
<b>Coef. de Correl.</b>		<b>0,901266</b>	<b>0,464641</b>	<b>0,760362</b>	<b>-0,089174</b>
<b>q<sub>r</sub> &gt; q<sub>N</sub> 1980</b>					
Murcia	0,013691	0,017014	-0,003323	-0,006698	0,003375
Canarias	0,012395	0,007426	0,004969	0,002765	0,002205
Valencia	-0,013559	-0,013200	-0,000358	0,000724	-0,001082
Madrid	-0,020824	-0,002760	-0,018064	-0,004959	-0,013106
Andalucía	0,010764	0,006007	0,004758	-0,001834	0,006592
La Rioja	0,035764	0,016544	0,019220	0,003352	0,015868
País Vasco	0,005253	-0,012067	0,017320	0,007126	0,010194
Aragón	-0,006329	-0,001404	-0,004925	-0,000237	-0,004688
Cast-Mancha	-0,002513	-0,009113	0,006601	0,001368	0,005233
Cataluña	-0,014659	-0,017046	0,002387	0,000451	0,001937
Navarra	0,004571	-0,008687	0,013258	0,003117	0,010141
<b>Coef. de Correl.</b>		<b>0,749357</b>	<b>0,679231</b>	<b>0,266035</b>	<b>0,789569</b>

En el sector industrial no hay evidencia de convergencia  $\sigma$  ni en la productividad del trabajo ni en la PTF. La dinámica de la productividad del trabajo está básicamente determinada por la de la PTF. La productividad total de los factores ha crecido más en las regiones situadas en la parte superior del *ranking* y menos que la nación en las situadas por debajo, como puede observarse en el cuadro VII.4

**Cuadro VII.4.- Sector Industrial**

	$\hat{q}_j$	$\hat{PTF}_j$	Intens.Capit.	$\alpha_N \hat{k}_j$	$\hat{\alpha}_j \hat{k}_j$
<b>q<sub>r</sub> &lt; q<sub>N</sub> 1980</b>					
Extremadura	-0,013367	-0,018711	0,005344	0,011046	-0,005702
Baleares	-0,016009	-0,013889	-0,002121	-0,000450	-0,001671
Cas-Mancha	-0,003259	-0,006936	0,003677	0,002165	0,001511
Murcia	-0,001034	-0,001555	0,000521	-0,000216	0,000737
C.Valenciana	0,000436	-0,001242	0,001678	0,001112	0,000565
Galicia	-0,002122	-0,005814	0,003693	0,004117	-0,000424
Aragón	0,015834	0,020572	-0,004738	-0,004842	0,000104
Canarias	0,004830	-0,001183	0,006013	0,004443	0,001571
<b>Coef. de Correl.</b>		<b>0,952218</b>	<b>-0,296534</b>	<b>-0,551416</b>	<b>0,609683</b>
<b>q<sub>r</sub> &gt; q<sub>N</sub> 1980</b>					
La Rioja	0,011746	0,000948	0,010798	0,007455	0,003343
Cataluña	0,004785	0,002089	0,002696	0,002648	0,000049
Andalucía	-0,013958	-0,009975	-0,003983	-0,004699	0,000716
Cast. y León	0,004067	0,005756	-0,001689	-0,001745	0,000056
Madrid	0,005675	0,003003	0,002672	0,002924	-0,000252
Navarra	0,003138	0,002090	0,001049	0,001787	-0,000738
Cantabria	0,001783	0,006627	-0,004845	-0,004730	-0,000115
País Vasco	0,000768	0,004150	-0,003381	-0,001882	-0,001499
Asturias	-0,013554	-0,017088	0,003535	0,004206	-0,000671
<b>Coef. de Correl.</b>		<b>0,828203</b>	<b>0,424431</b>	<b>0,384701</b>	<b>0,351808</b>

La intensificación del capital ha desempeñado, por tanto, un papel muy débil, aunque favorable, a la hora de disminuir las disparidades regionales en la productividad del trabajo en la industria, pero ha sido incapaz de compensar la dinámica regional de la PTF a favor de la divergencia.

En el sector servicios privados productivos es tan reducida la dispersión regional en la intensificación de capital que puede afirmarse que la PTF determina la dinámica de la productividad del trabajo tal como puede observarse en el cuadro VII.5.

**Cuadro VII.5.- Sector Servicios Privados Productivos**

	$\hat{q}_j$	$P\hat{T}F_j$	Intens.Capit.	$\alpha_N \hat{k}_j$	$\tilde{\alpha}_j \hat{k}_j$
<b><math>q_r &lt; q_N</math> 1980</b>					
Extremadura	0,006199	0,009813	-0,003614	0,001224	-0,004839
Cast-Mancha	0,000640	0,002425	-0,001785	-0,000074	-0,001711
Andalucía	-0,000948	-0,001820	0,000872	0,002332	-0,001460
Asturias	-0,003228	-0,000339	-0,002889	-0,001253	-0,001636
Galicia	-0,002897	-0,002516	-0,000381	0,001665	-0,002046
Canarias	-0,002062	-0,001197	-0,000865	-0,000876	0,000011
Cataluña	0,009238	0,009716	-0,000478	0,000756	-0,001234
Aragón	0,000974	0,000430	0,000544	0,001621	-0,001078
C.Valenciana	-0,009219	-0,009532	0,000313	0,000668	-0,000355
Cast. y León	-0,009180	-0,007238	-0,001942	0,000031	-0,001973
<b>Coef. de Correl.</b>		<b>0,971503</b>	<b>-0,150120</b>	<b>0,244923</b>	<b>-0,387938</b>
<b><math>q_r &gt; q_N</math> 1980</b>					
Murcia	-0,007052	-0,008374	0,001322	0,001017	0,000304
Cantabria	0,003791	0,001064	0,002727	0,001801	0,000926
Navarra	0,003171	0,001859	0,001312	0,000474	0,000838
País Vasco	-0,002963	-0,001572	-0,001391	-0,001598	0,000207
La Rioja	-0,009896	-0,008938	-0,000958	-0,001397	0,000439
Madrid	0,000329	0,001596	-0,001267	-0,001248	-0,000019
Baleares	0,008480	0,015425	-0,006945	-0,007575	0,000630
<b>Coef. de Correl.</b>		<b>0,932090</b>	<b>-0,356505</b>	<b>-0,416183</b>	<b>0,479134</b>

En los apartados siguientes nos centraremos, dado su papel determinante, en analizar más detenidamente la dinámica de la productividad total de los factores. Al igual que en el apartado anterior se comprobaba que los niveles de PTF determinaban las diferencias regionales en las distintas productividades del trabajo, en términos de tasas de crecimiento se aprecia un comportamiento similar.

La existencia de convergencia a nivel global y el aumento de las disparidades regionales en la mayoría de los sectores individuales incluso en lo que se refiere a la PTF, obliga a dirigir la atención hacia el cambio estructural. Por un lado, la convergencia no parece ser un fenómeno automático como consecuencia de mecanismos de difusión tecnológica intrasectoriales. Además como también se indicó anteriormente, el verdadero cambio estructural precisa ser captado a través de un índice compuesto de asignación sectorial de factores y no en relación con un factor concreto. Por todo ello, en los apartados siguientes nos centraremos en analizar hasta qué punto la dinámica diferencial de la PTF global es consecuencia de la dinámica intrasectorial o de la intensidad del cambio estructural.

### VIII. Cambio estructural y dinámica de la Productividad Total de los Factores.

Como se ha señalado anteriormente dos enfoques recientes han considerado de la mayor importancia discriminar entre la contribución del cambio estructural y entre el crecimiento de las PTF intrasectoriales en la evolución de la PTF global. En la medida en que se considera que contienen algunas limitaciones para el objetivo que pretenden, en este apartado recogemos el enfoque de Bernard y Jones (1996 a) que se denominará BJ, nuestra corrección del mismo (BJC), el de Matthews *et al.* (1982), Sicsic y Wyplosz (1996) (MSW) y nuestra corrección al mismo (MSWC). Se aplicarán estas cuatro descomposiciones a la evidencia sectorial de las CC.AA. españolas, para mostrar que la importancia del cambio estructural puede ser infravalorada (BJ) o sobrevalorada (MSW) respecto a las aproximaciones que en este trabajo se plantean.

Se reconsideran las expresiones (V.2)-(V.4). En Bernard y Jones (1996 a) las expresiones (V.2) y (V.3) serían idénticas, pero frente a la expresión (V.4) consideran una descomposición alternativa tal como:

$$PTF_j = \frac{Q_j}{L_j^{1-\bar{\alpha}} K_j^{\bar{\alpha}}} = \sum_i \frac{Q_{ij}}{L_{ij}^{1-\bar{\alpha}} K_{ij}^{\bar{\alpha}}} \left( \frac{L_{ij}}{L_j} \right)^{1-\bar{\alpha}} \left( \frac{K_{ij}}{K_j} \right)^{\bar{\alpha}} = \sum_i PTF_{ij} \cdot w_{ij} \quad (\text{VIII.1})$$

Por mucho que en las expresiones que siguen a los dos primeros signos de igualdad se recoja una identidad, la definición de  $PTF_{ij}$  es a nuestro parecer errónea y por lo tanto la de la  $\omega_{ij}$  consiguiente. No se considera en absoluto las diferencias intersectoriales en la participación relativa de los factores, al margen de cual de los procedimientos discutidos en el apartado IV sea utilizado<sup>29</sup>. Sin embargo y teniendo esto en cuenta, tanto desde la expresión (VIII.1) como de la (V.4) es posible obtener, de acuerdo con Bernard y Jones (1996 a), la descomposición de las variaciones ( $\cdot$ ) de la PTF regional de forma que

$$P\hat{T}F_j = \sum_i P\hat{T}F_{ij} (\bar{\omega}_{ij}) + \sum_i (\dot{\omega}_{ij}) \cdot \overline{PTF}_{ij} \quad (\text{VIII.2})$$

y en términos de tasas de crecimiento ( $\wedge$ )

$$P\hat{T}F_j = \frac{P\hat{T}F_j}{PTF_{j0}} = \sum_i (P\hat{T}F_{ij}) \left( \frac{PTF_{ij,0}}{PTF_{j0}} \right) (\bar{\omega}_{ij}) + \sum_i (\dot{\omega}_{ij}) \cdot \frac{\overline{PTF}_{ij}}{PTF_{j0}} \quad (\text{VIII.3})$$

El primer sumando de la derecha sería la contribución al crecimiento de la PTF regional de la dinámica de las PTF sectoriales suponiendo que no cambia la estructura productiva; el segundo sumando aproxima la contribución del cambio estructural<sup>30</sup>. Esta expresión es independiente del procedimiento alternativo seguido para estimar los  $PTF_{ij,0}$  con tal de suponer, a diferencia de Bernard y Jones (1996 a) distintos factores exponentes ( $\alpha$ ) para distintos sectores<sup>31</sup>.

El enfoque de Matthews *et al.* (1982) y Sicsic y Wyplosz (1996) pretende precisar dentro del cambio estructural cuál es la contribución de la reasignación del factor trabajo y cuál la contribución de la reasignación del factor capital. Esto de por sí es atractivo, máxime cuando los autores relacionan estas reasignaciones con diferencias salariales y de remuneración del capital entre sectores dentro de cada región. Sin embargo, su atractivo decae cuando se comprueba que los efectos de Matthews denominados descomposición, no son ni nulos ni despreciables. Si no fuese este el caso, se podría siguiendo a Sicsic y

<sup>29</sup> Es más, las reflexiones contenidas en Bernard y Jones (1996 b) en esta dirección parecen contradictorias con las utilizadas por estos autores en el trabajo de 1996 a, que es cuando aproximan el cambio estructural.

<sup>30</sup> Nótese que en las expresiones VIII.2 y VIII.3, así como las equivalentes de Bernard y Jones, se omite un término correspondiente al producto cruzado de los incrementos consecuencia de trabajar en tiempo discreto.

<sup>31</sup> En efecto, al ser  $P\hat{T}F_{ij}$  medido según se recoge en el apartado III y  $\left( \frac{PTF_{ij}}{PTF_{j0}} \right) \cdot \omega_{ij} = Z_{ij} \cdot \omega_{ij} = Q_{ij,0} / Q_{j0}$  según las expresiones (V.5) y (V.6), la expresión (VIII.3) es independiente del método utilizado en la medición de  $PTF_{ij,0}$  y consecuentemente del índice de concentración relativa de factores o estructura productiva ( $\omega_{ij}$ ).

Wyplosz atribuir estos efectos equitativa y proporcionalmente a los efectos medidos<sup>32</sup>, pero aun así hay una cuestión mucho más grave y es que la existencia del efecto descomposición cuestiona el significado y naturaleza de los propios efectos reasignación.

En efecto, siguiendo la lógica del enfoque utilizado por estos autores la tasa de crecimiento de la PTF global nacional o regional puede expresarse como:

$$\begin{aligned}
 P\hat{T}F &= \hat{Q} - (1-\alpha)\hat{L} - \alpha\hat{K} = \sum_i \frac{Q_i}{Q} \hat{Q} - (1-\alpha) \sum_i \frac{Q_i}{Q} \hat{L} - \alpha \sum_i \frac{Q_i}{Q} \hat{K} = \\
 &= \sum_i \frac{Q_i}{Q} \hat{Q} - (1-\alpha) \sum_i \frac{L_i}{L} \hat{L} - \alpha \sum_i \frac{K_i}{K} \hat{K}
 \end{aligned}
 \tag{VIII.4}$$

Para introducir las  $P\hat{T}F_i$  sectoriales en la expresión (VIII.4) se suman y restan  $\sum_i \frac{Q_i}{Q} \hat{Q}_i$ ,  $(1-\alpha_i) \sum_i \frac{Q_i}{Q} \hat{L}_i$  y  $\alpha_i \sum_i \frac{Q_i}{Q} \hat{K}_i$ , con lo que operando se obtiene fácilmente

$$\begin{aligned}
 P\hat{T}F &= \sum_i \frac{Q_i}{Q} P\hat{T}F_i + \sum_i \frac{Q_i}{Q} (\hat{Q} - \hat{Q}_i) + \sum_i (1-\alpha_i) \frac{Q_i}{Q} \hat{L}_i - \\
 &\quad - (1-\alpha) \sum_i \frac{L_i}{L} \hat{L} + \sum_i \alpha_i \frac{Q_i}{Q} \hat{K}_i - \alpha \sum_i \frac{K_i}{K} \hat{K}
 \end{aligned}
 \tag{VIII.5}$$

Ante esta expresión (VIII.5) caben dos alternativas: la seguida por Matthews, Sicsic y Wyplosz, es decir, sumar y restar  $(1-\alpha) \sum_i \frac{L_i}{L} \hat{L}_i$  y  $\alpha \sum_i \frac{K_i}{K} \hat{K}_i$  o interpretar directamente la expresión (VIII.5)

Cuando los autores citados utilizan la primera alternativa, obtienen como expresión básica:

<sup>32</sup> Véase Matthews (1982), la expresión (VIII.6) recoge en su último componente este efecto como se verá posteriormente.

$$\begin{aligned}
P\hat{T}F = & \sum \frac{Q_i}{Q} P\hat{T}F_i + \sum \left[ (1-\alpha_i) \frac{Q_i}{Q} - (1-\alpha) \frac{L_i}{L} \right] \hat{L}_i + \sum \left[ \alpha_i \frac{Q_i}{Q} - \alpha \frac{K_i}{K} \right] \hat{K}_i + \\
& + \sum \frac{Q_i}{Q} (\hat{Q} - \hat{Q}_i) - (1-\alpha) \sum \frac{L_i}{L} (\hat{L} - \hat{L}_i) - \alpha \sum \frac{K_i}{K} (\hat{K} - \hat{K}_i)
\end{aligned}
\tag{VIII.6}$$

Al último sumando Matthews *et al.* (1982) lo denominan el efecto descomposición. Sicsic y Wyplosz (1996) sencillamente lo distribuyen entre los anteriores como si el efecto descomposición fuese cuantitativamente despreciable o no interfiriese en el significado de los otros efectos. Todos los autores citados dan un paso más. En efecto, suponiendo que  $L_i w_i = (1-\alpha_i) Q_i$  y  $K_i r_i = \alpha_i Q_i$ , es decir, remuneración de los factores según su productividad marginal, la expresión (VIII.6) quedaría

$$\begin{aligned}
P\hat{T}F = & \sum \frac{Q_i}{Q} P\hat{T}F_i + (1-\alpha) \left[ \sum_i \frac{L_i}{L} \left( \frac{w_i}{w} - 1 \right) \hat{L}_i \right] + \\
& + \alpha \left[ \sum_i \frac{K_i}{K} \left( \frac{r_i}{r} - 1 \right) \hat{K}_i \right] + \text{EFECTO} \\
& \text{DESCOMPOSICION}
\end{aligned}
\tag{VIII.7}$$

La expresión (VIII.7) aparece, en principio, muy atractiva: el primer término de la derecha mide la contribución de las  $P\hat{T}F$  sectoriales de esa región, el segundo apunta hacia el impacto sobre el crecimiento de la productividad total de los factores de que el trabajo se reasigne hacia aquellos sectores con mayor salario (productividad del trabajo) y el tercero apunta hacia la movilidad intersectorial del capital en función de su rentabilidad sectorial relativa.

El problema en este caso es que tal como está construida la expresión (VIII.7), ni puede afirmarse que la reasignación de factores responda a incentivos de remuneración, ni de hecho puede haber reasignación de factores. ¿Qué es entonces lo único que capta? que como en todos los sectores se supone que los factores crecen homotéticamente, aquellos sectores más productivos contribuyen a aumentar la PTF regional en ausencia de cambio estructural. Por tanto no puede producirse cambio estructural. Volvamos a la expresión (VIII.5) e interpretemosla directamente.

Téngase en cuenta, de momento, en los dos últimos términos de la derecha de la expresión (VIII.5),  $\sum \alpha_i \frac{Q_i}{Q} \hat{K}_i - \alpha \sum \frac{K_i}{K} \hat{K}$  puede expresarse como

$$\sum \left[ \alpha_i \frac{Q_i}{Q} - \alpha \frac{K_i}{K} \frac{\hat{K}}{\hat{K}_i} \right] \hat{K}_i \cdot \frac{K}{K_i} \cdot \frac{K_i}{K} = \alpha \sum \left( \frac{\alpha_i \frac{Q_i}{K_i} - \frac{\hat{K}}{\hat{K}_i}}{\alpha \frac{Q}{K}} \right) \hat{K}_i \cdot \frac{K_i}{K} \quad (\text{VIII.8})$$

y si  $K_i r_i = \alpha_i Q_i$  puede también interpretarse como

$$\alpha \sum \frac{K_i}{K} \left( \frac{r_i}{r} - \frac{\hat{K}}{\hat{K}_i} \right) \hat{K}_i \quad (\text{VIII.9})$$

Esta expresión pone en evidencia, en comparación con el término equivalente (el penúltimo) de la expresión (VIII.7) la hipótesis central de Matthews *et al.* (1982). Sólo si  $\hat{K} = \hat{K}_i$  (al igual que  $\hat{Q} = \hat{Q}_i$  y  $\hat{L} = \hat{L}_i$ ) el efecto descomposición es nulo. Pero aún más grave es, que por construcción los “efectos reasignación” lo suponen, trasladando las diferencias al efecto descomposición. Pero, la cuestión clave consiste en preguntarse sobre qué sentido tiene hablar de reasignación intersectorial si en todos los sectores el capital (y el trabajo) crecen a la misma tasa. Para que haya verdadera reasignación del capital  $\hat{K}_i \neq \hat{K}$  (y en el trabajo  $\hat{L}_i \neq \hat{L}$ ) que por construcción anulan los autores citados. No hay entonces, en su planteamiento, reasignación de factores, sino simplemente contribuciones al crecimiento de la PTF porque unos sectores son más productivos aunque crezcan los factores en los distintos sectores (y/o ramas) dentro de cada región a la misma tasa.

Ahora bien, desde el momento en que permitimos que  $\hat{K}_i \neq \hat{K}$  (y  $\hat{L}_i \neq \hat{L}$ ), los resultados difieren y, aunque sean menos nítidos, permiten captar el cambio estructural si bien exigen un procedimiento interpretativo más complejo.

Hay reasignación hacia el sector  $i$  con referencia al capital, si  $\hat{K}_i > \hat{K}$ . Sin embargo, que el efecto medido por la expresión (VIII.9) sea positivo no implica necesariamente que se produzca una reasignación del capital hacia los sectores más productivos pues, basta con suponer que siendo  $\hat{K}_i > 0$ ,  $r_i / r$  sea mayor que  $\hat{K} / \hat{K}_i$ , lo cual puede ocurrir con tal que  $r_i$  sea suficientemente mayor que  $r$ , aunque  $\hat{K}_i$  sea menor que  $\hat{K}$ . Y del mismo modo puede ser que  $\hat{K}_i$  sea mayor que  $\hat{K}$  y  $r_i$  sea menor que  $r$  con lo que también obtenemos un efecto positivo en (VIII.9), lo cual quiere decir, que aumenta la productividad total de la región pero no necesariamente que se produce una reasignación del capital hacia los sectores más productivos. Se rompe, por tanto, la tan atractiva asociación directa entre el mayor crecimiento del *stock* de capital en aquel sector que obtenga una mayor remuneración. No se concluye de aquí que esto no ocurra, sino únicamente que no se deduce inmediatamente.

La propuesta de este trabajo es entonces, mucho más modesta que la pretendida por los autores citados. Si (VIII.9) es positivo quiere decir exclusivamente que ha habido un cambio intersectorial en la dinámica relativa del capital que ha favorecido el crecimiento de la PTF global de la región. Exactamente igual se puede afirmar respecto al empleo, cuya expresión sería:

$$(1-\alpha)\sum\frac{L_i}{L}\left(\frac{w_i}{w}-\frac{\hat{L}}{\hat{L}_i}\right)\hat{L}_i \quad (\text{VIII.10})$$

Ahora bien, la dinámica de la PTF influenciada por la expresión (VIII.9) y (VIII.10) no implica que puedan asociarse mayores  $r_i(w_i)$  relativos a mayores  $\hat{K}_i(\hat{L}_i)$  relativos y viceversa.

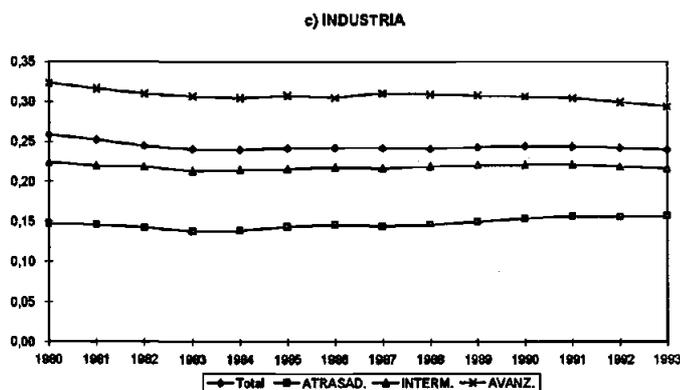
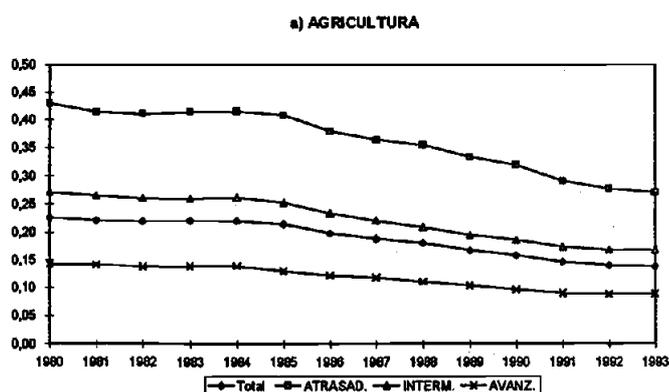
En principio puede constatarse que incluso en este periodo tan reducido de la economía española ha habido un significativo cambio estructural. Ha disminuido en la estructura productiva nacional la importancia del sector agrícola (a una tasa media anual del 2,97%) e industrial (al 0,56% anual) y ha aumentado el peso relativo del sector servicios (al 2,51% anual). Dado que los niveles de productividad total de los factores son en 1980 la tercera parte en agricultura que en industria, y en servicios muy ligeramente inferiores a los de industria, las transferencias de recursos desde la agricultura a servicios, dada la más reducida pérdida de importancia de la industria, han producido por sí mismos un aumento de la PTF global del sector privado productivo a nivel nacional.

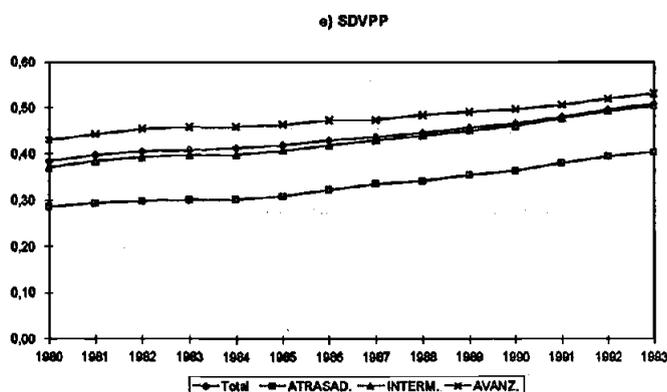
No obstante, este cambio estructural no se ha producido con la misma intensidad en los distintos grupos de regiones españolas. En las que denominamos avanzadas, el sector servicios ha aumentado su participación menos que la nacional, ha perdido participación la industria por encima de la nacional y en agricultura ha reducido su participación menos que la nacional. Por lo tanto, la PTF no ha aumentado tanto en las regiones avanzadas como en la nación.

En las regiones atrasadas disminuye fuertemente la participación en la estructura productiva del sector agrícola, en industria incrementa su implantación regional aunque débilmente y en el sector servicios aumenta algo más que en la nación. En las regiones intermedias la pérdida de peso específico del sector agrícola y de la industria queda casi exactamente compensado por el aumento de la participación del sector servicios. El gráfico VIII.1 ilustra los comentarios anteriores a través de analizar la evolución de los  $\omega_y$  en el promedio de los tres grupos de regiones. No obstante, observando la evolución de los coeficientes de especialización, que por motivos de espacio no se incluyen, en agricultura la mayoría de las regiones atrasadas aumentan desde 1980 a 1993 sus coeficientes de especialización en este sector, aunque también aumentan su especialización en industria y

servicios. En las regiones avanzadas se produce un aumento en la especialización en agricultura y en industria sólo en la Rioja y Navarra, y disminuye aunque ligeramente en servicios. En las regiones intermedias la evolución de los coeficientes de especialización es más dispar entre las regiones incluidas: sólo aumentan en agricultura en Andalucía, Aragón y Murcia; aumentan en industria en Aragón, Asturias, Canarias, Comunidad Valenciana y Murcia; aumentan en servicios en Andalucía, Asturias, Cantabria y Murcia.

**Gráfico VIII.1.- Evolución de los  $\omega_{ij}$  por grupos de regiones.**





Fuente: BD.MORES. Elaboración propia.

Ahora bien, no hay que confundir la variación que se produce en el periodo 1980-93 de la participación de cada sector en la estructura productiva de cada región ( $\dot{\omega}_{ij}$ ) con el ritmo o la tasa a la que se desvían los factores productivos desde unos sectores a otros en los distintos grupos de regiones. Este ritmo desde los sectores en declive hacia los sectores en expansión depende de la capacidad de absorción de estos últimos. En función de la expresión (V.4) podemos precisar de qué depende la variación que se produce en la participación en cada región de cada sector productivo

$$\dot{\omega}_{ij} = \omega_{ij} \left[ \alpha_{ij} \hat{K}_{ij} + (1 - \alpha_{ij}) \hat{L}_{ij} - \alpha_j \hat{K}_j - (1 - \alpha_j) \hat{L}_j \right] \quad (\text{VIII.11})$$

pero evidentemente si  $\omega_{ij}$  es reducido, es decir, hay inicialmente escasa presencia relativa del sector  $i$  en la región  $j$ , aunque la  $\dot{\omega}_{ij}$  resultante sea reducida, considerables tasas de crecimiento de  $K_{ij}$  y  $L_{ij}$  irán acompañadas de tasas de crecimiento de  $\omega_{ij}$  muy elevadas. Es decir, cuanto menor sea  $\omega_{ij}$ , la tasa de crecimiento de la estructura productiva será mayor, en concreto

$$\hat{\omega}_{ij} = \alpha_{ij} \hat{K}_{ij} + (1 - \alpha_{ij}) \hat{L}_{ij} - \alpha_j \hat{K}_j - (1 - \alpha_j) \hat{L}_j \quad (\text{VIII.12})$$

Es decir, es cierto que las regiones atrasadas en las que la presencia del sector agrícola es muy elevada ( $\omega_{ij}$  elevado) aunque sufran una reducción importante en la participación del sector en la estructura productiva regional ( $\dot{\omega}_{ij}$ ), su tasa de disminución ( $\hat{\omega}_{ij}$ ) será muy reducida en comparación con las regiones avanzadas en las que es mucho menor la presencia del sector agrícola pero al tener mayor capacidad de absorción desde

otros sectores de los recursos que se empleaban en agricultura, su tasa de decrecimiento es significativamente mayor.

De hecho, tal como aquí se aproxima la estructura productiva regional -como un índice compuesto de trabajo y capital- el cambio estructural está relacionado con la dinámica de la composición sectorial de la acumulación de capital y del empleo<sup>33</sup>, es decir, no hay un umbral claro que permita separar la distinta dinámica intersectorial de la intensificación capitalista y los cambios que como consecuencia se producen en la estructura productiva de las regiones. El cambio estructural no es un maná que cae del cielo sino que está relacionado con la composición sectorial del esfuerzo inversor y la asignación sectorial del empleo. Anteriormente se ha constatado que a nivel global la productividad del trabajo no está relacionada con la relación capital-trabajo - aunque sí en los sectores industrial y servicios- y sí más bien con la PTF global. Pero al aproximar el cambio estructural a través de la reasignación sectorial del capital y del trabajo se observa que la evolución de la PTF global depende de los cambios que se van produciendo en la composición sectorial de la inversión y del empleo. Esto es indicativo de que tan importante como los volúmenes de acumulación de factores, es la estructura sectorial de esa acumulación.

Como puede observarse en el cuadro VIII.1 la reasignación intersectorial de factores ha sido especialmente intensa en el interior de las regiones atrasadas, regiones en las que por encima de la nación más crece el *stock* de capital en industria, construcción y servicios, mientras que desciende en el sector en el que están más especializadas. No obstante y aunque respecto al empleo puede afirmarse lo mismo, de la observación del cuadro VIII.2 llama poderosamente la atención la excesiva inercia mostrada por el empleo en el sector agrícola, si se compara con la nación.

**Cuadro VIII.1.- Tasas de crecimiento intersectoriales en relación a la global en el interior de la región. Media por grupos de regiones.**

	Regiones Avanzadas		Regiones Intermedias		Regiones Atrasadas	
	$\hat{L}_y - \hat{L}_j$	$\hat{K}_y - \hat{K}_j$	$\hat{L}_y - \hat{L}_j$	$\hat{K}_y - \hat{K}_j$	$\hat{L}_y - \hat{L}_j$	$\hat{K}_y - \hat{K}_j$
<b>Agricultura</b>	-0,054963	-0,023482	-0,046422	-0,019919	-0,039241	-0,017169
<b>Energía</b>	0,007414	0,004379	-0,010194	-0,018054	0,005007	0,001372
<b>Industria</b>	-0,010421	-0,002643	-0,002654	-0,002141	0,001011	0,009531
<b>Construcción</b>	0,015355	0,002003	0,014841	-0,000716	0,022326	0,003743
<b>SDVPP</b>	0,017243	0,012654	0,021204	0,022450	0,026422	0,022858

<sup>33</sup> Además de los factores exponenciales  $\alpha_{ij}$ .

En efecto, y contra lo que muchas veces puede parecer, donde disminuye a mayor tasa el empleo en el sector agrícola es en las regiones avanzadas (véase especialmente el cuadro VIII.2), mucho más que en las intermedias y atrasadas, lo cual es indicativo del carácter residual de gran parte del empleo en este sector que disminuye más fuertemente cuando tiene oportunidades en otros sectores. La última fila del cuadro VIII.2 es muy ilustrativa en esta dirección, a nivel interregional las únicas regiones que atraen factores productivos a un ritmo superior a la nación son las avanzadas, exceptuando un menor ritmo de acumulación de capital en el sector servicios y presentan una orientación muy diversificada.

**Cuadro VIII.2.- Diferencial en las tasas de crecimiento sectorial de los factores en la región respecto a la nación. Media por grupos de regiones.**

	Regiones Avanzadas		Regiones Intermedias		Regiones Atrasadas	
	$\hat{L}_y - \hat{L}_{IN}$	$\hat{K}_y - \hat{K}_{IN}$	$\hat{L}_y - \hat{L}_{IN}$	$\hat{K}_y - \hat{K}_{IN}$	$\hat{L}_y - \hat{L}_{IN}$	$\hat{K}_y - \hat{K}_{IN}$
<b>Agricultura</b>	-0,004976	0,000217	-0,001437	-0,000594	-0,001084	-0,000180
<b>Energía</b>	0,023199	0,016319	0,000590	-0,010487	0,008963	0,006602
<b>Industria</b>	0,000108	0,004477	0,002874	0,000605	-0,000289	0,009940
<b>Construcción</b>	0,007193	0,008295	0,001677	0,001203	0,002336	0,003325
<b>SDVPP</b>	0,001214	-0,004205	0,000173	0,001218	-0,001437	-0,000712
<b>TOTALPP</b>	0,003491	0,001746	-0,001511	-0,002627	-0,008338	-0,004964

En el interior de las regiones intermedias, como puede observarse en el cuadro VIII.1 no se percibe apenas reasignación intersectorial de factores. Únicamente hacia el sector servicios<sup>34</sup> y especialmente en la acumulación de capital<sup>35</sup>, pero en un contexto de atonía respecto a la atracción de factores si se compara con la tendencia nacional (cuadro VIII.2). Una atonía que es aún más fuerte en las regiones atrasadas.

<sup>34</sup> Tanto el empleo como el capital crecen más que la nación en el sector servicios en Andalucía, Canarias, Comunidad Valenciana y Murcia. En industria el empleo aumenta más en Aragón, Canarias, Comunidad Valenciana y Murcia y el capital en las tres últimas citadas y Asturias. En este grupo de regiones intermedias hay comunidades autónomas especialmente intensivas en el uso de factores (sobre todo trabajo) como la Comunidad Valenciana, aunque también Murcia y Canarias. Aragón y Cantabria son por el contrario regiones con una gran intensidad capitalista en industria y servicios.

<sup>35</sup> Aunque la estructura productiva de una región debe ser aproximada a través de un índice compuesto de todos los factores productivos, la asignación sectorial y regional del capital es especialmente ilustrativa de los cambios en las tendencias localizacionales que se van produciendo. De hecho, el empleo e incluso el valor añadido son más bien indicadores derivados, mientras que la localización de la inversión advierte mejor sobre las modificaciones que se van produciendo en las tendencias locacionales. Véase a este respecto Escribá, Pernias y Taguas (1995).

Por lo tanto, aunque haya habido cambio estructural y homogeneización de las estructuras productivas, ni se ha producido al mismo ritmo en los distintos grupos de regiones, ni se percibe en este periodo una modificación de las tendencias locacionales de los factores productivos entre las distintas regiones. Más bien parece que esa homogeneización es consecuencia de condiciones iniciales (niveles de especialización, concentración en sectores en retroceso o incluso racionalización, en el caso de las regiones atrasadas, de la estructura productiva industrial) insostenibles a lo largo del tiempo.

El Cuadro VIII.3 recoge los efectos del cambio estructural y el crecimiento de la productividad en distintos escenarios: la propuesta de Bernard y Jones (BJ), la corrección que hemos efectuado sobre la misma (BJC), la alternativa de Matthews, Sicsic y Wyplosz (MSW) y nuestra alternativa a la misma (MSWC).

**Cuadro VIII.3.- Mediciones alternativas del cambio estructural y efectos crecimiento. Regiones españolas 1980-1993. Contribución porcentual media**

SECTORES	Bernard y Jones			Bernard y Jones Corregido		
	E. Crecim.	E. C. Estr.	E. Total Sec.	E. Crecim.	E. C. Estr.	E. Total Sec.
Agricultura	28.75%	-18.98%	9.77%	27.66%	-18.51%	9.15%
Energía	8.73%	-2.54%	6.19%	6.51%	-0.49%	6.03%
Industria	23.43%	-6.32%	17.11%	21.50%	-5.00%	16.50%
Construcción	10.59%	4.17%	14.75%	8.99%	5.56%	14.55%
SDVPP	-3.09%	55.26%	52.18%	-9.21%	62.98%	53.77%
<b>EF. TOTAL</b>	<b>68.41%</b>	<b>31.59%</b>	<b>100.00%</b>	<b>55.45%</b>	<b>44.55%</b>	<b>100.00%</b>

SECTORES	Matthews,Sicsic y Wyplosz			Matthews,Sicsic y Wyplosz Corregido		
	E. Crecim.	E. C. Estr.	E. Total Sec.	E. Crecim.	E.C. Estr.	E. Total Sec.
Agricultura	23.58%	26.44%	50.01%	27.11%	-19.39%	7.71%
Energía	4.39%	-1.83%	2.56%	5.10%	-4.98%	0.12%
Industria	20.94%	5.19%	26.13%	24.32%	6.84%	31.16%
Construcción	9.81%	2.20%	12.01%	11.39%	3.27%	14.66%
SDVPP	-3.98%	13.26%	9.29%	-4.62%	50.96%	46.34%
<b>EF. TOTAL</b>	<b>54.75%</b>	<b>45.25%</b>	<b>100.00%</b>	<b>63.30%</b>	<b>36.70%</b>	<b>100.00%</b>

NOTA: Para la determinación de estos resultados que se presentan en el cuadro, se ha utilizado, de acuerdo con BJ, en la expresión (VIII.3) las tasas de crecimiento del periodo 1980-93 de la  $PTF_{ij}$ , la ratio  $PTF_{ij,0}/PTF_{j,0}$  en 1980 y  $\overline{PTF}_{ij}$  y  $\overline{w}_{ij}$  también corresponden a los valores de 1980. Respecto a las ecuaciones (VIII.5) a (VIII.7) la participación de los factores ( $\alpha$ ) y los valores de Q, L y K, de acuerdo con MSW, son los iniciales.

Los efectos del cambio estructural en las versiones corregidas en este trabajo son negativos en aquellos sectores que han sufrido una pérdida relativa de la participación regional. Los efectos del cambio estructural en el sector industrial son negativos en BJC y positivos en MSWC. Sin embargo, puede observarse en el cuadro VIII.4 cómo el efecto del cambio estructural en MSWC considerando solamente la reasignación de los factores (capital y trabajo), como hace BJC, también son de signo negativo (-3,2%) aunque la magnitud es menor (-5,0% en BJC) debido a la utilización de ponderaciones distintas. Destaca claramente el efecto positivo en servicios, sector hacia el que se dirige principalmente la reasignación del trabajo y capital. El efecto reasignación del trabajo en MSW está enormemente sobrevalorado en agricultura en todas las regiones al suponer que  $\hat{L}_i = \hat{L}$  en cada una de ellas. Ello provoca que la contribución del sector agrícola al crecimiento de la PTF global media sea del 27,78%, cuando suponiendo  $\hat{L}_i \neq \hat{L}$  sería del -23,61% como puede observarse en el cuadro VIII.4. Por el contrario, en Servicios en MSWC la contribución de la reasignación del factor trabajo es del 41,36% y no únicamente del 1,85% como se desprende del supuesto de MSW. Con el procedimiento seguido por MSW no es posible captar que en unos sectores aumente y en otros disminuya el empleo. En el efecto reasignación del capital sin embargo, aunque sobrevalorado, las diferencias son muchos menores pues en todos los sectores, aunque a tasas distintas, crece el *stock* de capital en todas las regiones<sup>36</sup>. Por otro lado, BJ tiende a infravalorar el efecto del cambio estructural al considerar para todos los sectores las mismas participaciones de los factores en el *output*.

**Cuadro VIII.4.-Efectos reasignación del trabajo y del capital.**

SECTORES	MSW	MSWC	MSW	MSWC
	E. Asignación L.	E. Asignación L	E. Asignación K	E. Asignación K
Agricultura	27.78%	-23.61%	-1.34%	-13.68%
Energía	-0.92%	-2.40%	-0.92%	-4.26%
Industria	-0.79%	-9.21%	5.99 %	5.96%
Construcción	1.44%	7.56%	0.76%	0.73%
SDVPP	1.85%	41.36%	11.41%	27.73%
<b>EF. TOTAL</b>	<b>29.35%</b>	<b>13.70%</b>	<b>15.90%</b>	<b>16.48%</b>

<sup>36</sup> El efecto descomposición en MSW es, en general, negativo y muy elevado; mucho más por ejemplo para España (-0,28%) frente al residuo de la corrección realizada por nosotros (0,04%).

Puede afirmarse entonces que el sector que más ha contribuido positivamente al crecimiento de la PTF media a través del cambio estructural es servicios, mientras que la contribución más negativa la ha generado agricultura.

El efecto crecimiento de la productividad capta la contribución de las PTF<sub>i</sub> intrasectoriales al crecimiento de la productividad agregada de cada comunidad autónoma. La mayor contribución por término medio es la de agricultura seguida de cerca por Industria. La primera arroja la mayor tasa de crecimiento de la PTF<sub>i</sub> sectorial (4,08%) y la segunda por tener un importante peso relativo en la estructura sectorial y no presentar una tasa de crecimiento tan reducida como Servicios. Puede concluirse afirmando que la contribución del crecimiento de las productividades intrasectoriales al crecimiento global medio de la PTF ha sido, en el período 1980-93, aproximadamente, del 60% del total, mientras que el cambio estructural ha contribuido en aproximadamente un 40%.

Aplicando la metodología de Bernard y Jones (1996 a) corregida, por separado para los grupos de regiones avanzadas, intermedias y atrasadas y como puede observarse en el cuadro VIII.5, el efecto cambio estructural ha desempeñado un papel más importante en las regiones intermedias, seguida de las atrasadas mientras que el efecto crecimiento es más importante en las avanzadas.

Los efectos crecimiento son positivos en todos los grupos de regiones y en todos los sectores excepto en las regiones intermedias y atrasadas en el sector servicios privados productivos y en las regiones avanzadas en el sector construcción. Ello es consecuencia de que el sector servicios presenta en las regiones atrasadas e intermedias tasas de crecimiento de la PTF negativas<sup>37</sup>. El efecto crecimiento de la PTF en agricultura, que es el sector con mayor tasa de crecimiento de la PTF en el periodo considerado, absorbe casi la mitad del efecto crecimiento total en las regiones atrasadas muy especializadas en este sector e intermedias y su importancia es menor en las regiones más avanzadas. Lo contrario ocurre con el sector industrial que llega a absorber más de la mitad del efecto crecimiento en las regiones avanzadas e intermedias.

---

<sup>37</sup> Excepto Extremadura.

**Cuadro VIII.5.- Cambio estructural y efectos crecimiento. Grupos de regiones españolas 1980-1993. Contribución porcentual media**

SECTOR	Regiones Avanzadas			Regiones Intermedias			Regiones Atrasadas		
	E.Crec.	E.C.Estr	E.T.Sect.	E.Crec	E.C.Estr	E.T.Sect	E.Crec.	E.C.Est	E.T.Sec
<b>Agricult.</b>	16,71%	-13,18%	3,53%	22,53%	-17,57%	4,96%	24,39%	-20,26%	4,14%
<b>Energía</b>	2,89%	0,80%	3,70%	6,04%	-4,93%	1,12%	8,09%	-5,18%	2,90%
<b>Industria</b>	43,11%	-18,80%	24,32%	23,18%	-3,88%	19,30%	16,80%	0,14%	16,94%
<b>Construc.</b>	-2,52%	4,46%	1,94%	17,65%	3,99%	21,64%	20,35%	2,41%	22,76%
<b>SDVPP</b>	0,23%	66,29%	66,52%	-19,26%	72,24%	52,98%	-13,45%	66,71%	53,26%
<b>Efec.Total</b>	60,43%	39,57%	100,00%	50,13%	49,87%	100,00%	56,17%	43,83%	100,00%

Los efectos cambio estructural son negativos en todos los grupos de regiones en el sector agrícola y con mayor intensidad en las regiones inicialmente más especializadas en el sector. En las regiones avanzadas el cambio estructural en el sector agrícola tiene un efecto semejante sobre la PTF al del sector industrial, que pierde también peso específico en la estructura productiva de las regiones avanzadas. Curiosamente, el sector industrial también pierde peso en las regiones intermedias (semi-industrializadas) y crece, aunque muy débilmente, en las atrasadas. En las regiones intermedias el cambio estructural opera casi exclusivamente desde el resto de sectores (excluido construcción) hacia el sector servicios. En las regiones atrasadas, aunque el sector más favorecido sea también el de servicios, hay una diversificación sectorial en el cambio estructural.

Los efectos sectoriales totales se presentan en el cuadro VIII.5 como suma de los efectos anteriores. Mientras que en las regiones avanzadas el sector industrial y sobre todo servicios explican la mayor parte del crecimiento de la PTF, en las atrasadas e intermedias hay una mayor diversificación, y aunque el sector servicios contribuya en más de la mitad, el sector construcción<sup>38</sup> manifiesta una apreciable contribución.

<sup>38</sup> No nos atrevemos a enfatizar este extremo pues la territorialización del *stock* de capital de este sector, como ya se mencionó con anterioridad, presenta problemas específicos tanto en la base BD.MORES como en otras estimaciones regionales como la de Mas et al. (1995). Véase Dabán et al. (1996).

## IX. Fuentes de *Catch-up* y convergencia en la Productividad Total de los Factores.

Para distinguir entre la importancia del cambio estructural y la contribución del crecimiento relativo de la PTF en los distintos sectores, en el *catch-up* y la convergencia a nivel global que se observa en la productividad total de los factores en las regiones españolas, se procede a utilizar un planteamiento similar al utilizado por Bernard y Jones (1996 a) una vez efectuada la corrección que se hizo constar en el apartado anterior.

En efecto, tomando como referencia la expresión (VIII.3) en la que se definía el crecimiento de la PTF regional como

$$P\hat{T}F_j = \frac{PTF_j}{PTF_{j0}} = \sum_i (P\hat{T}F_{ij}) \left( \frac{PTF_{i,0}}{PTF_{j0}} \right) (\bar{w}_{ji}) + \sum_i (\hat{w}_{ji}) \cdot \frac{\overline{PTF}_{ij}}{PTF_{j0}}$$

y expresando de forma similar el crecimiento de la PTF nacional, es posible construir una medida del crecimiento de la productividad relativa de cada región respecto a la nación<sup>39</sup>, que denominaremos efecto neto global (EN).

$$EN = P\hat{T}F_j - P\hat{T}F_N \quad (IX.1)$$

y descomponer este efecto neto global como la suma de un efecto crecimiento de la productividad neto (ECN) y un efecto cambio estructural neto (ECEN). El efecto crecimiento neto (ECN) puede expresarse como

<sup>39</sup> Se ha examinado también, con esta metodología, la convergencia de los distintos grupos de regiones (excluida Madrid) considerando Madrid como región líder. Todas las regiones (exceptuando la Comunidad Valenciana) convergen con la región líder, pero con distinta intensidad según el grupo de regiones considerado. El cambio estructural, tanto en las regiones atrasadas como en las intermedias, explica la mitad del diferencial positivo de crecimiento de estas regiones con respecto al líder. No obstante, si se considera Madrid como líder, los resultados quedan bastante en entredicho pues en todas las regiones  $\hat{\omega}_{ij}$  es siempre mayor que  $\hat{\omega}_{iM}$ , sobre todo en industria (que es en Madrid muy negativa) en todas las regiones. De esta manera se capta un cambio estructural muy poco robusto pues aunque  $\hat{\omega}_{ij}$  sea bastante negativa en una región - es decir, disminuya el sector industrial- aparece como que aumenta y sobredimensiona el cambio estructural en ese sector. Por el contrario, tomando como referencia España los  $\hat{\omega}_{iN}$  son muy próximos a cero y que los  $\hat{\omega}_{ij}$  sean mayores o menores que  $\hat{\omega}_{iN}$  implican que son, en general, más positivos o negativos.

$$ECN = \sum_i P\hat{T}F_{ij} \left( \frac{PTF_{ij,0}}{PTF_{j,0}} \right) \bar{\omega}_{ij} - \sum_i P\hat{T}F_{iN} \left( \frac{PTF_{iN,0}}{PTF_{N,0}} \right) \bar{\omega}_{iN} \quad (IX.2)$$

y por su parte el efecto cambio estructural neto (ECEN) sería

$$ECEN = \sum_i \dot{\omega}_{ij} \frac{PTF_{ij,0}}{PTF_{j,0}} - \sum_i \dot{\omega}_{iN} \frac{PTF_{iN,0}}{PTF_{N,0}} \quad (IX.3)$$

Consecuentemente, el efecto neto global (IX.1) sería la agregación de (IX.2) y (IX.3), es decir

$$EN = ECN + ECEN \quad (IX.4)$$

Para que disminuyan las disparidades en la PTF entre regiones, las atrasadas e intermedias deberían crecer más que la nación y las avanzadas menos. A nivel global es lo que efectivamente ocurre en el total del sector privado productivo. El efecto neto total sectorial en las avanzadas (-0,002900) es negativo, es decir, menor que la nacional, y en las intermedias (0,001392) y atrasadas (0,010073) superior. Sin embargo, no ocurre lo mismo en todos los sectores individuales como puede observarse en el cuadro IX.1.

**Cuadro IX.1.- Fuentes de *catch-up* o convergencia agregada. 1980-93**

SECTORES	EFEECTO CRECIMIENTO	EFEECTO CAMBIO ESTRUCTURAL	EFEECTO TOTAL SECTORIAL
<b>Media de las Regiones Avanzadas</b>			
Agricultura	52,60%	-36,87%	15,73%
Energía	7,62%	-6,61%	1,01%
Industria	-38,16%	19,65%	-18,51%
Construcción	70,51%	-7,00%	63,51%
SDVPP	-58,37%	96,64%	38,26%
<b>Efecto Total</b>	<b>34,19%</b>	<b>65,81%</b>	<b>100,00%</b>
<b>Media de las Regiones Atrasadas</b>			
Agricultura	61,01%	-30,14%	30,87%
Energía	20,68%	8,29%	28,97%
Industria	-25,73%	29,61%	3,88%
Construcción	-1,00%	18,88%	17,87%
SDVPP	2,83%	15,57%	18,40%
<b>Efecto Total</b>	<b>57,79%</b>	<b>42,21%</b>	<b>100,00%</b>

---

**Media de las Regiones Intermedias**


---

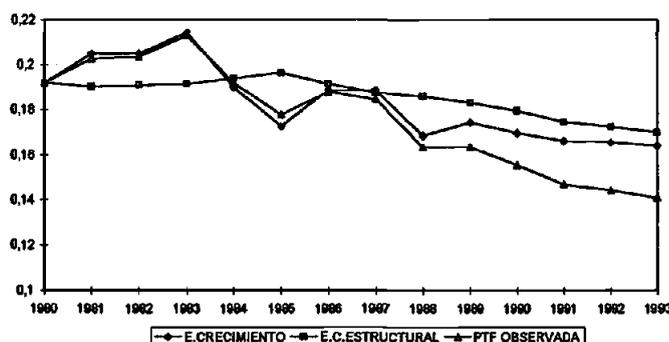
<b>Agricultura</b>	50,34%	-28,23%	22,10%
<b>Energía</b>	24,43%	-45,23%	-20,81%
<b>Industria</b>	-66,13%	76,50%	10,38%
<b>Construcción</b>	103,48%	15,95%	119,43%
<b>SDVPP</b>	-106,76%	75,67%	-31,10%
<b>Efecto Total</b>	<b>5,36%</b>	<b>94,64%</b>	<b>100,00%</b>

---

**NOTA:** El efecto total sectorial (100%) en cada grupo de regiones es (-0,002900) en las avanzadas, (0,001392) en las intermedias y (0,010073) en las atrasadas. Por lo tanto, un porcentaje positivo en las avanzadas implica disminución mientras que en las atrasadas e intermedias incremento.

Tanto el cambio estructural como el efecto crecimiento han contribuido a la convergencia global. Una forma complementaria de ilustrar estas contribuciones relativas consiste en construir economías virtuales con un procedimiento similar al utilizado por Marimón y Zilibotti (1996) y de la Fuente (1996). Se trata de calcular la evolución de la PTF en cada región bajo el supuesto de que únicamente hubiese habido cambio estructural y por otro lado, que sólo hubiese habido efecto crecimiento. Una vez obtenidas estas sendas hipotéticas de cada una de las regiones, es posible obtener en cada caso la convergencia- $\sigma$ , lo cual también nos da una idea de la importancia relativa de las dos fuentes de convergencia<sup>40</sup>.

**Gráfico IX.1.- Convergencia- $\sigma$  en PTF global, patrón observado y dos escenarios hipotéticos.**



<sup>40</sup> Es también posible calcular por este procedimiento la convergencia- $\sigma$  intragrupo. Ni en las regiones avanzadas ni en las regiones intermedias disminuyen las disparidades internas por el efecto crecimiento, pero sí en las atrasadas. El efecto cambio estructural no altera la dispersión inicial interna dentro de cada grupo, que es mayor en las atrasadas.

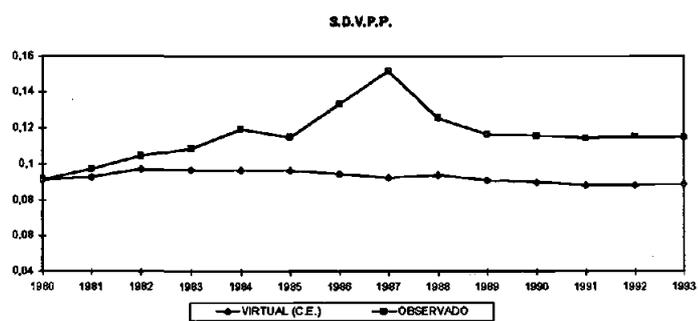
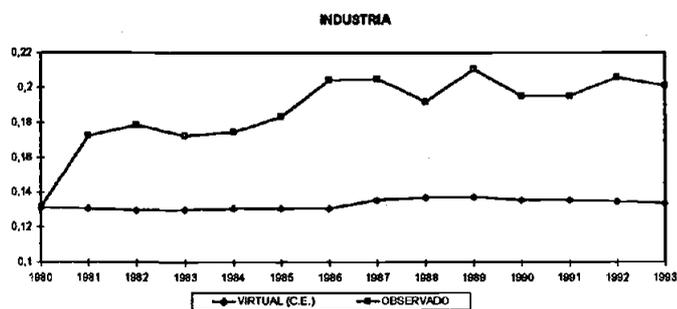
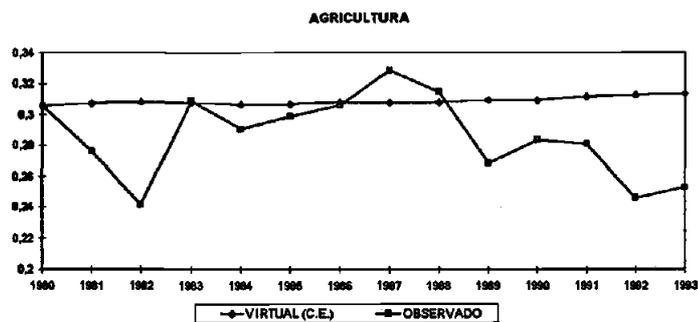
Tanto el cambio estructural como el efecto crecimiento, como puede observarse en el gráfico IX.1, han desempeñado un papel favorable a la convergencia. Aproximadamente el 53% de la convergencia- $\sigma$  en la PTF global es debida a la dinámica intrasectorial y el 47% al cambio estructural. No obstante, hasta 1985 domina el efecto crecimiento mientras que el cambio estructural se intensifica y desempeña el papel principal (70%) a partir de 1985.

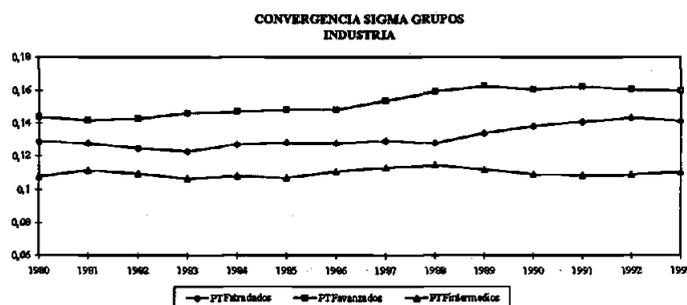
El cambio estructural ha favorecido la convergencia en todas las regiones (véase cuadro IX.1) y especialmente en las intermedias. En el sector agrícola el cambio estructural ha operado en contra de la convergencia (véase gráfico IX.2). En lo que hace referencia al sector industrial y al de servicios, el cuadro IX.1 refleja un comportamiento convergente intergrupos, a partir sobre todo del mayor peso que en las estructuras productivas de las regiones intermedias y atrasadas van adquiriendo los sectores industrial y de servicios, y la pérdida consiguiente del agrícola en los dos grupos de regiones y del energético en las intermedias. Por lo mismo, el cambio estructural ha desempeñado un papel favorable en las regiones avanzadas a través del sector industrial y sobre todo de la ralentización del cambio estructural del sector servicios, como puede observarse en el cuadro IX.1. No obstante, en lo que se refiere al cambio estructural en el sector industrial no ocurre lo mismo entre regiones, debido a que el cambio estructural no ha afectado en este sector de manera semejante a las regiones incluidas en cada grupo. Por lo tanto, a nivel del sector industrial no se percibe convergencia entre las regiones españolas. Es más, como puede observarse en el último de los gráficos IX.2<sup>41</sup> han aumentado las disparidades entre regiones dentro de cada grupo.

---

<sup>41</sup> No se incluyen en la figura IX.2 las convergencias- $\sigma$  hipotéticas intragrupos de los sectores agricultura y servicios pues en el periodo considerado apenas cambia la dispersión en cada grupo. Por lo demás, como ya se ha advertido anteriormente, las reflexiones que siguen se centrarán en los tres sectores principales.

**Gráfico IX.2.- Convergencia- $\sigma$  en PTF global por sectores, patrón observado y virtual del efecto cambio estructural.**

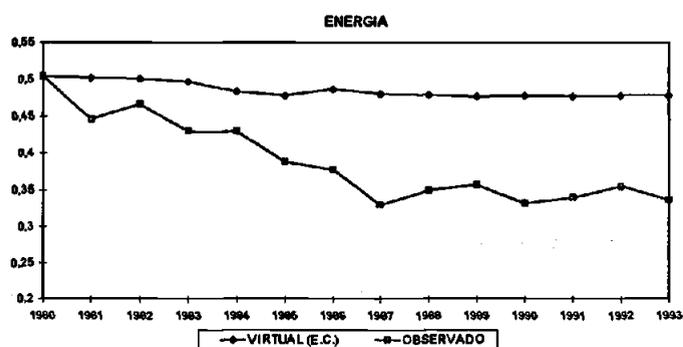
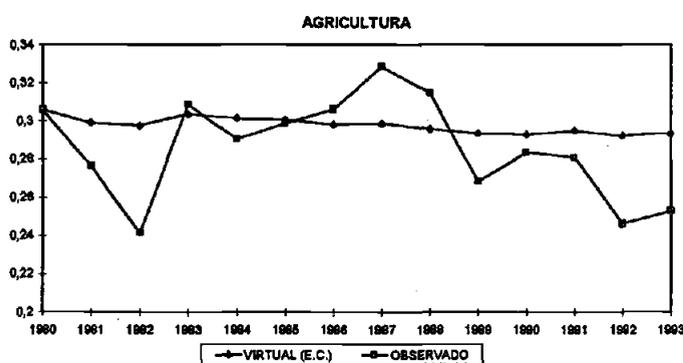


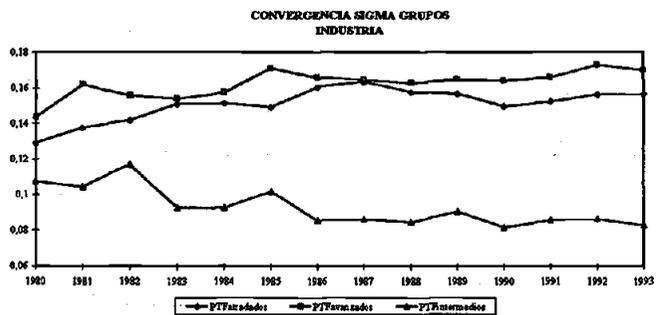
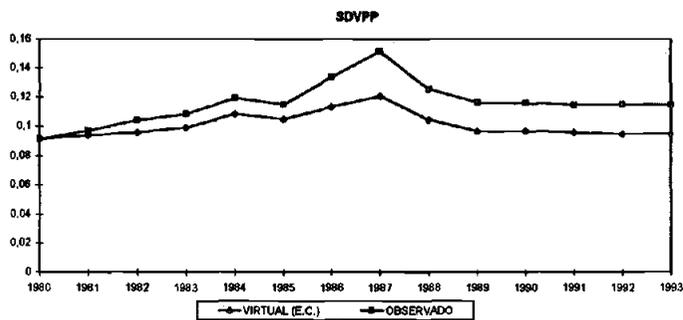
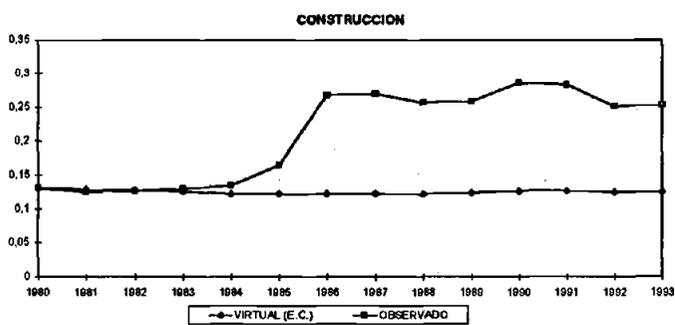
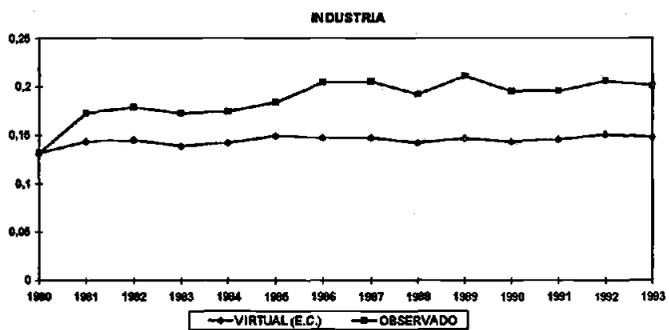


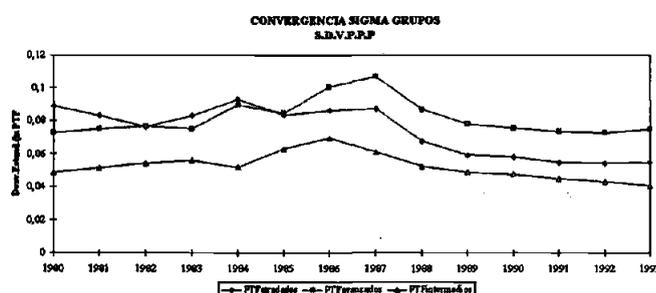
Fuente: BD.MORES. Elaboración propia.

En cuanto al efecto crecimiento, como puede observarse en el cuadro IX.1, los sectores industrial y de servicios tienden a aumentar las disparidades regionales en PTF, mientras que el resto de sectores presentan un comportamiento convergente. El gráfico IX.3 ilustra este punto

**Gráfico IX.3.- Convergencia- $\sigma$  en PTF global por sectores, patrón observado y virtual del efecto crecimiento.**







**NOTA:** No se incluyen los gráficos de convergencia- $\sigma$  intragrupos en el resto de sectores pues manifiestan un mantenimiento absoluto del grado de dispersión.

Fuente: BD.MORES. Elaboración propia.

No obstante, de la observación de la expresión (IX.2) no se desprende directamente la existencia o no de *catch-up* a nivel intrasectorial pues la ponderación que recibe el crecimiento de la PTF en cada región y en cada sector es diferente y distinta a la nacional. Es decir, el efecto crecimiento está influido además de por posibles efectos *catch-up*, por la especialización productiva inicial, por la adecuación de su estructura productiva a la diferente dinámica regional de los sectores e incluso por el porcentaje que suponga en la PTF global regional inicial la PTF de cada sector en relación con la nación. En consecuencia, se considera conveniente proceder a una descomposición estadística *shift-share* con el objetivo de distinguir entre distintos determinantes del efecto crecimiento neto.

En efecto, siguiendo una metodología similar a la desarrollada a nivel estático en el apartado VI, puede descomponerse el efecto crecimiento neto en un efecto sectorial (E.S.), un efecto diferencial puro (E.D.) y un efecto adecuación (E.A.), en los siguientes términos:

$$ECN = \sum_i P\hat{T}F_{IN} \frac{PTF_{IN,0}}{PTF_{N,0}} \bar{\omega}_{IN} [\sigma_{ij} - 1] + \sum_i \bar{\omega}_{IN} \left[ P\hat{T}F_{ij} \frac{PTF_{ij,0}}{PTF_{j,0}} - P\hat{T}F_{IN} \frac{PTF_{IN,0}}{PTF_{N,0}} \right] + \sum_i \omega_{IN} [\sigma_{ij} - 1] \left[ P\hat{T}F_{ij} \frac{PTF_{ij,0}}{PTF_{j,0}} - P\hat{T}F_{IN} \frac{PTF_{IN,0}}{PTF_{N,0}} \right] \quad (IX.5)$$

El primer miembro de la derecha de la igualdad depende exclusivamente de la especialización productiva regional ( $\sigma_{ij}$ ), el segundo es un efecto diferencial en sentido estricto, consecuencia del distinto dinamismo sectorial de la PTF en la región respecto a la nación e independiente de la estructura sectorial; el tercero recoge la adecuación por especialización (o no) en los sectores en que la región manifiesta un mayor (o menor) dinamismo que la norma nacional en los distintos sectores.

En el cuadro IX.2 se recogen por grupos de regiones los distintos efectos con su signo correspondiente. En el cuadro IX.3 se recoge la contribución porcentual de cada efecto en cada sector al global del grupo regional.

**Cuadro IX.2.- Análisis *Shift-share* dinámico de la PTF. 1980-93.**  
(Promedio de las regiones en relación a la nación)

REGIÓN	SECTOR	EFECTO CRECIMIENTO				EFECTO CAMBIO		SUMA
		E.S.	E.D.P	E.A	Suma	ESTRUCTURAL	TOTAL	
<b>Regiones avanzadas</b>								
Madrid, País Vasco,	Agricultura	-0,001342	-0,001140	0,000956	-0,001525	0,001069	-0,000456	
Navarra, Cataluña,	Energía	-0,000183	-0,000333	0,000295	-0,000221	0,000192	-0,000029	
La Rioja y Baleares.	Industria	0,001086	-0,000597	0,000617	0,001107	-0,000570	0,000537	
	Construcción	-0,000139	-0,002092	0,000186	-0,002045	0,000203	-0,001842	
	SDVPP	-0,000201	0,000960	0,000934	0,001693	-0,002803	-0,001110	
	<b>Total PP</b>	<b>-0,000779</b>	<b>-0,003201</b>	<b>0,002988</b>	<b>-0,000992</b>	<b>-0,001909</b>	<b>-0,002900</b>	
<b>Regiones atrasadas</b>								
Extremadura, Galicia,	Agricultura	0,003278	0,001710	0,001157	0,006145	-0,003035	0,003110	
Cast-Mancha y	Energía	0,000198	0,000951	0,000934	0,002083	0,000835	0,002919	
Cast. y León	Industria	-0,001882	-0,002179	0,001470	-0,002591	0,002982	0,000391	
	Construcción	0,000087	-0,000149	-0,000038	-0,000101	0,001901	0,001800	
	SDVPP	0,000426	-0,000164	0,000022	0,000285	0,001568	0,001853	
	<b>Total PP</b>	<b>0,002106</b>	<b>0,000169</b>	<b>0,003545</b>	<b>0,005821</b>	<b>0,004252</b>	<b>0,010073</b>	

**Regiones intermedias**

C.Valencia., Asturias,	<b>Agricultura</b>	0,000729	-0,000135	0,000108	0,000701	-0,000393	0,000308
Murcia, Canarias,	<b>Energía</b>	0,000175	0,000106	0,000059	0,000340	-0,000630	-0,000290
Andalucía, Cantabria	<b>Industria</b>	-0,000589	-0,000866	0,000534	-0,000921	0,001065	0,000144
y Aragón	<b>Construcción</b>	-0,000042	0,001452	0,000030	0,001441	0,000222	0,001663
	<b>SDVPP</b>	0,000056	-0,001562	0,000020	-0,001486	0,001053	-0,000433
	<b>Total PP</b>	0,000328	-0,001005	0,000751	0,000075	0,001318	0,001392

**Cuadro IX.3.- Análisis *Shift-share* dinámico de la PTF. 1980-93. Porcentajes**  
(Promedio de las regiones en relación a la nación)

REGION	SECTOR	E. CRECIMIENTO				EFECTO CAMBIO		SUMA
		E.S.	E.D.P.	E.A.I.	Suma	ESTRUCTURAL	TOTAL	
<b>Regiones avanzadas</b>								
Madrid, País Vasco,	<b>Agricultura</b>	46,27%	39,29%	-32,96%	52,60%	-36,87%	15,73%	
Navarra, Cataluña,	<b>Energía</b>	6,32%	11,47%	-10,16%	7,62%	-6,61%	1,01%	
La Rioja y Baleares.	<b>Industria</b>	-37,45%	20,57%	-21,28%	-38,16%	19,65%	-18,51%	
	<b>Construcción</b>	4,78%	72,14%	-6,41%	70,51%	-7,00%	63,51%	
	<b>SDVPP</b>	6,92%	-33,10%	-32,20%	-58,37%	96,64%	38,26%	
	<b>Total PP</b>	26,84%	110,37%	-103,02%	34,19%	65,81%	100,00%	
<b>Regiones atrasadas</b>								
Extremadura, Galicia,	<b>Agricultura</b>	32,54%	16,98%	11,49%	61,01%	-30,14%	30,87%	
Cast-Mancha y	<b>Energía</b>	1,96%	9,44%	9,28%	20,68%	8,29%	28,97%	
CAst. y León	<b>Industria</b>	-18,68%	-21,63%	14,59%	-25,73%	29,61%	3,88%	
	<b>Construcción</b>	0,86%	-1,48%	-0,38%	-1,00%	18,88%	17,87%	
	<b>SDVPP</b>	4,23%	-1,62%	0,22%	2,83%	15,57%	18,40%	
	<b>Total PP</b>	20,91%	1,68%	35,20%	57,79%	42,21%	100,00%	
<b>Regiones intermedias</b>								
C.Valencia., Asturias,	<b>Agricultura</b>	52,33%	-9,72%	7,72%	50,34%	-28,23%	22,10%	
Murcia, Canarias,	<b>Energía</b>	12,56%	7,62%	4,25%	24,43%	-45,23%	-20,81%	
Andalucía, Cantabria	<b>Industria</b>	-42,28%	-62,22%	38,37%	-66,13%	76,50%	10,38%	
y Aragón	<b>Construcción</b>	-3,04%	104,34%	2,18%	103,48%	15,95%	119,43%	
	<b>SDVPP</b>	4,01%	-112,20%	1,42%	-106,76%	75,67%	-31,10%	
	<b>Total PP</b>	23,59%	-72,18%	53,94%	5,36%	94,64%	100,00%	

La especialización productiva inicial de las regiones ha favorecido la convergencia en la PTF global, sobre todo, en las regiones atrasadas -véase el efecto sectorial del cuadro IX.2- por su gran especialización inicial en agricultura en la medida en que ha dominado claramente sobre la reducida localización del sector industrial.

La dinámica diferencial convencional (efecto diferencial en sentido estricto más el efecto adecuación) entre regiones ha favorecido el acercamiento de las regiones atrasadas (37 %) con el global nacional del sector privado productivo pero ha actuado en contra en las regiones intermedias. Además, las regiones más avanzadas mantienen en términos globales un dinamismo diferencial muy poco superior al de la nación, lo cual, unido al comportamiento diferencial convencional de las intermedias, no favorece precisamente la convergencia.

Sin embargo, estos efectos diferenciales convencionales provienen en el caso de las regiones atrasadas, sobre todo, de la especialización (o no) de la región en los sectores más (o menos) dinámicos en la región que en la nación. Es decir, de la adecuación de su estructura productiva en sectores en los que parecen disfrutar de ventajas comparativas regionales (agricultura y energía) y a su no especialización en los que manifiestan desventaja (industria). En el mismo sentido, la débil divergencia que muestran las regiones avanzadas se debe, en gran medida, a la gran adecuación existente entre su estructura productiva y sus ventajas-desventajas comparativas sectoriales. En las regiones avanzadas, en todos los sectores los efectos adecuación son contrarios a la disminución de las disparidades regionales. No obstante, los efectos diferenciales en sentido estricto, es decir, la dinámica regional de la PTF en los distintos sectores, son global y fuertemente convergentes (110,37%). En las regiones atrasadas los efectos diferenciales en sentido estricto son positivos en agricultura y energía y se ven compensados por efectos muy adversos en industria, produciendo un resultado global muy reducido. En las regiones intermedias únicamente en el sector energético y construcción se observa un comportamiento convergente, pero el resto de sectores presentan efectos diferenciales en sentido estricto que profundizan las disparidades. En estas regiones el papel desempeñado por el efecto crecimiento es prácticamente nulo. Es el grupo en el que la dinámica diferente respecto a la nación se ha visto más determinada por el cambio estructural. Sin cambio estructural en la generalidad de regiones, las intermedias habrían crecido al mismo ritmo que la nación. Han crecido a mayor ritmo que la nación por el cambio estructural, sobre todo porque ha crecido el peso del sector industrial y servicios en sus estructuras productivas.

El grupo de regiones atrasadas se habrían acercado un 42,21% menos a la nación en ausencia de cambio estructural, mientras que las regiones avanzadas habrían crecido un 65,81% más que el crecimiento observado aunque a tasas inferiores que la nación.

En la medida en que los efectos crecimiento también contribuyen a explicar la convergencia en PTF, y en la medida en que son en parte determinados por el efecto diferencial puro, parece necesario estudiar si pueden identificarse efectos *catch-up*. En puridad, ni siquiera los efectos diferenciales en sentido estricto son capaces de captar si han existido efectos *catch-up* y ello por dos razones: por un lado, porque si los niveles iniciales de productividad en cada sector en relación a la PTF global regional es distinta a esa misma relación a nivel nacional (y en otras regiones) no captan en puridad las tasas diferenciales de crecimiento de la productividad entre la región y la nación (y otras regiones); por otro lado, porque a nivel intrasectorial el *ranking* no es el mismo que el que se deriva de la clasificación en regiones avanzadas, intermedias y atrasadas.

En la literatura sobre crecimiento económico, la tendencia a la convergencia tanto en niveles de renta per cápita como en productividad del trabajo, puede explicarse, según Dorwick y Nguyen (1989), por diferencias en las tasas de crecimiento de los factores o por *catch-up* de la PTF. Centrándonos en la PTF, construimos un modelo simple similar al sugerido por Bernard y Jones (1996 a), donde el comportamiento de la PTF implica que las regiones atrasadas en los niveles iniciales pueden crecer más rápidamente adoptando tecnologías desarrolladas en la región líder.

Suponiendo una función de producción como la considerada en (III.2):

$$\ln Q_{ij,t} = \ln A_{ij,t} + \alpha_{ij} \ln K_{ij,t} + (1 - \alpha_{ij}) \ln L_{ij,t}$$

Se define el comportamiento de  $A_{ij,t}$  de acuerdo con la siguiente expresión:

$$\ln A_{ij,t} = \alpha_{ij} + \beta \ln D_{ij,t} + \ln A_{ij,t-1} + \varepsilon_{ij,t} \quad (\text{IX.6})$$

donde  $\alpha_{ij}$  es la tasa de crecimiento asintótica del sector  $i$  en la región  $j$ ,  $\beta$  es el parámetro que recoge la velocidad de *catch-up*,  $D_{ij,t}$  es la función de *catch-up* tecnológico y  $\varepsilon_{ij,t}$  son los *shocks* específicos de una región y sector.

Siendo  $D_{ij,t} = \frac{A_{ij,t-1}}{A_{il,t-1}}$ , el *catch-up* implica que el crecimiento diferencial de la PTF

regional respecto a la región líder es función de la diferencia en PTF que tenían al inicio del período considerado. La expresión anterior puede reescribirse como:

$$\hat{A}_{ij,t} = \hat{PTF}_{ij,t} = \alpha_{ij} + \beta \ln \frac{PTF_{ij,0}}{PTF_{il,0}} + \varepsilon_{ij,t} \quad (\text{IX.7})$$

para la región líder la expresión sería:

$$P\hat{T}F_{il,t} = a_{il} + \varepsilon_{il,t} \quad (\text{IX.8})$$

a partir de las dos expresiones anteriores se obtiene:

$$P\hat{T}F_{ij,t} - P\hat{T}F_{il,t} = (a_{ij} - a_{il}) + \beta \text{Ln} \frac{PTF_{ij,0}}{PTF_{il,0}} + \varepsilon_t \quad (\text{IX.9})$$

siendo  $\varepsilon_t = \varepsilon_{ij,t} - \varepsilon_{il,t}$

si  $\beta < 0$  existirá *catch-up*, que será absoluto si  $a_{ij} = a_{il}$  y si  $\beta > 0$  no existirá *catch-up*.

En el cuadro XI.4 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación (IX.9) para las regiones españolas por sectores productivos. Se observa que para el global del sector privado productivo de las regiones españolas, así como para los sectores agrícola y energético existe evidencia de *catch-up* tecnológico durante el periodo considerado 1980-93. Sin embargo no es así para los sectores industria, construcción y servicios. En cada sector la región líder se ha considerado aquella que en 1980 gozaba del más elevado nivel de PTF en ese sector<sup>42</sup>. En todos los casos en que existe *catch-up* tecnológico, este es puro, es decir que no existen diferencias significativas entre la tasa de crecimiento de las regiones y la líder ( $a_{ij} = a_{il}$ ).

<sup>42</sup> En el sector agrícola la región líder corresponde a Navarra, en energía a Murcia, en industria a La Rioja, en construcción a la Comunidad Valenciana, en servicios y en el total privado productivo a la comunidad de Madrid. Si se realiza esta misma estimación considerando en todos los sectores que la nación es el líder los resultados generales se mantienen.

Cuadro IX.4 *Catch-up* tecnológico regional

	$P\hat{T}F_{j,t} - P\hat{T}F_{i,t} = (a_j - a_i) + \beta \text{Ln} \frac{PTF_{j,0}}{PTF_{i,0}}$		R <sup>2</sup>
Sector Privado Productivo	-0.00068 (0.245)	-0.0256 (3.765)	0.50
Sector agrícola	-0.0013 (0.225)	-0.0331 (2.596)	0.32
Sector energético	0.0067 (0.474)	-0.0672 (4.555)	0.59
Sector industrial	0.0038 (0.612)	0.0178 (0.799)	0.04
Sector construcción	0.0108 (1.309)	-0.0312 (0.786)	0.04
Sector servicios	-0.0089 (1.745)	-0.0298 (1.285)	0.10

NOTA: La estimación se ha realizado por MCO. Los valores entre paréntesis son los estadísticos t-Student.

El efecto *catch-up* que se observa a nivel global para las regiones españolas, junto con la inexistencia del mismo para grandes sectores como industria, construcción y servicios, es indicativo de que todos los elementos regionales que intervienen en las expresiones (IX.1)-(IX.5), esto es, el cambio estructural, la gran especialización sectorial de las regiones e incluso de la adecuación de las estructuras productivas -reflejo de una división espacial del trabajo dentro de un país- en función de la existencia de efectos diferenciales positivos o negativos, influyen sobre el *catch-up* a nivel global.

No deja de ser paradójico que a nivel intrasectorial sólo se perciba *catch-up* en agricultura y energía, sectores en los que predominan especificidades, tipos de producción, situación, condiciones climáticas, etc. en definitiva, determinantes naturales regionales muy diferentes. Por otro lado, si a nivel de países la disminución de barreras comerciales se ha pensado que, sobre todo en industria (productos comercializables), iría acompañado de intensificación de la difusión tecnológica, también se podría esperar un efecto en sentido contrario para el sector global a través del fomento de la especialización en ramas productivas industriales muy distintas. La inexistencia de barreras comerciales entre

regiones de un país parece manifestarse especialmente en el segundo efecto, es decir, en una gran división espacial del trabajo en el sector industrial dentro de un país.

En efecto, por lo que se refiere al sector industrial en España, la nación aparece mucho más diversificada que la generalidad de las regiones con las únicas excepciones de Madrid y Aragón<sup>43</sup>. Esto apunta a que para captar bien los efectos *catch-up* sería necesario desagregar mucho más exhaustivamente el sector industrial. Si esto es conveniente a nivel de países industrializados, en el caso de regiones aparece como mucho más necesario.

La distinción de Krugman (1987) entre bienes comercializables y no comercializables en un mundo con especialización y *spillovers* en relación con que los procesos de difusión tecnológica son más plausibles en la producción de los no comercializables, en los que no tiene sentido la división espacial del trabajo, haría esperar -como sucede en los países- que en el sector servicios se observasen efectos *catch-up*. En las regiones españolas, en el periodo 1980-93 no se observan. El sector servicios es un conglomerado de actividades extremadamente heterogéneo. Las distintas actividades que lo componen no tienen una presencia similar en las distintas regiones. Basta una simple desagregación, como la NACE CLIO R-17, para, por ejemplo a través del empleo, ver la preponderancia en las regiones atrasadas de restauración, hostelería y comercio y la estructura muy distinta de las avanzadas en crédito y seguro y otros servicios destinados a la venta que incluyen servicios a las empresas<sup>44</sup>.

De nuevo la investigación empírica sobre la existencia de efectos *catch-up* exigiría una desagregación más exhaustiva<sup>45</sup>. Sin embargo, aparece como muy significativa la distinta composición sectorial de este sector (y del industrial)<sup>46</sup> entre los distintos grupos de regiones: avanzadas, intermedias y atrasadas.

Llegados a este punto habría que recordar que la PTF no es ni más ni menos que un residuo, y que sólo nuestra deformación profesional nos inclina a identificar sus valores

<sup>43</sup> En el trabajo de Escribá *et al* (1995) se calcula para cada región lo que absorben del total del capital industrial regional las cuatro, de las trece, ramas industriales (NACE CLIO R-25) más establecidas en la región. España refleja un índice del 53,4%, Madrid y Aragón (51,5%), la media de las regiones avanzadas es del 64,3%, las regiones intermedias del 71% y las atrasadas del 69,5%. Otros casos extremos son Asturias (92,4%), Extremadura (80,5%) e incluso Baleares entre las avanzadas (83%).

<sup>44</sup> En las regiones avanzadas el porcentaje que supone el empleo en recuperación y reparación, servicios de comercio, hostelería y restaurantes, respecto al total del empleo del sector servicios destinados a la venta, es menor que en España y superior el de los servicios de las instituciones de crédito y seguro, servicios de transporte y comunicaciones y otros servicios destinados a la venta. Lo contrario ocurre en las intermedias, y aún más en las atrasadas.

<sup>45</sup> En este caso, de momento imposible por la inexistencia de datos desagregados del *stock* de capital físico en el sector servicios.

<sup>46</sup> Aunque haya sido insinuado anteriormente, lo mismo puede decirse respecto a agricultura, hay regiones con pesca y otras no, de preponderancia de secano o de regadío etc.

relativos con diferencias tecnológicas (Jones (1997)). Posiblemente como señalan Hall y Jones (1996 y 1997) haya que descender a los determinantes más básicos para explicar diferencias en los niveles a largo plazo en la productividad de las regiones. Los autores citados, haciendo referencia a países, enfatizan el clima, el idioma, los derechos de propiedad, hasta la distancia al ecuador y en general las barreras en infraestructuras. Entre regiones, en el caso de España, posiblemente no son tan agudas las diferencias en algunos de estos aspectos, pero sí hay otros aspectos ligados a la geografía y en general también a las barreras que pueden ocasionar la dotación de infraestructuras en un sentido amplio. Si la cohesión interterritorial es un objetivo de política económica, en gran parte la actuación pública debería dirigirse a disminuir aquellas barreras que puedan ser intervenidas.

Las posibilidades de crecimiento endógeno de las regiones, que no tienen porqué ser las mismas para todas ellas, no están sólo relacionadas con ventajas comparativas naturales o inmutables (exógenas), sino más bien con la historia, la experiencia acumulada y el esfuerzo ligado a la localización sectorial y regional de la formación de capital como incluso la aproximación realizada en este trabajo a la medición del cambio estructural pone de manifiesto.

## X. Conclusiones y observaciones finales.

Para estudiar la productividad total de los factores a nivel regional y sectorial ha sido preciso incorporar en la base de datos BD.MORES estimaciones de las participaciones relativas del capital y trabajo por comunidades autónomas. Especialmente en el caso de la agricultura se ha tenido que llevar a cabo una desagregación del sector por tipos de empleo capaz de aproximar adecuadamente las participaciones relativas de los factores. Las variables: empleo, capital y participaciones en el valor añadido a coste de los factores, manifiestan disparidades entre sectores dentro de cada región y entre regiones para un mismo sector. Esta diversidad se ha pretendido recoger en este trabajo como indicativa de diferencias regionales en las funciones de producción.

Las tasas anuales medias de crecimiento de la PTF varían enormemente entre regiones y sectores y aunque evidentemente pequeñas diferencias en estas tasas tienen a largo plazo efectos sobre los niveles relativos de la PTF, las diferencias en el *ranking* regional muestran una considerable persistencia. En este trabajo se ha abordado uno de los temas postergados, hasta fechas recientes, en la contabilidad del crecimiento: la determinación de los niveles relativos en un momento del tiempo de la productividad total de los factores. Se intenta dar respuesta a preguntas como ¿por qué hay regiones persistentemente más productivas que otras?. Se ha recuperado una literatura olvidada durante demasiado tiempo y se amplía a los niveles intersectoriales la metodología que se propone para establecer *rankings* entre países (y/o regiones), a la vez que se discuten aproximaciones recientes y se ponen de manifiesto sus limitaciones.

También en este trabajo se han cuestionado los índices simples de localización que con tanta profusión se utilizan en la literatura regional y se propone un índice compuesto. La estructura productiva de una región es caracterizada a través de un índice compuesto de concentración de todos los factores, es decir, como la parte no *explicada* del peso relativo del *output* sectorial en el total regional de la participación de la PTF sectorial en la regional. Si la PTF mide la eficiencia regional en la utilización de los factores productivos, la estructura productiva debe aproximar la presencia de estos factores en las regiones. El cambio estructural deja de ser, desde este punto de vista, un maná y pasa a ser consecuencia del esfuerzo regional en la composición sectorial de la acumulación de factores productivos.

En efecto, la homogeneización que se produce en la estructura productiva de las regiones no supone sin embargo, dilución de importantes disparidades regionales. Un análisis detallado de las disparidades regionales en los niveles de PTF apunta hacia una difusión intersectorial de la productividad, es decir, hacia la existencia de importantes efectos regionales. Se establece consecuentemente una tipología regional en tres grupos de regiones: avanzadas, intermedias y atrasadas. Esta clasificación de regiones no difiere

apenas de la que surgiría de considerar como indicador la productividad del trabajo. De hecho, las disparidades regionales en la productividad del trabajo son principalmente consecuencia de distintas PTF y apenas de distinta intensidad capitalista. Hay en este punto una discordancia entre la evidencia encontrada para países industrializados, en los que mayores niveles de *output* por trabajador van asociados a mayores niveles de la relación capital-trabajo y las regiones. La especialización de ciertas regiones en agricultura y energía -con las más altas relaciones capital-trabajo- no se corresponden con elevados niveles de productividad del trabajo.

También y a diferencia de los países industrializados, la acumulación de capital no parece tan significativa en la convergencia observada a nivel global. Más bien es la PTF la que parece desempeñar el mayor protagonismo. No obstante, la existencia de convergencia a nivel global y no en cada sector individual apunta a la relevancia del cambio estructural como determinante de la convergencia global de la PTF.

Aproximaciones recientes a la estimación del cambio estructural presentan, a nuestro juicio, algunas limitaciones. En este trabajo se ha pretendido ponerlas de manifiesto en la medida que desprecian elementos fundamentales del proceso, especialmente diferencias sectoriales bien en los factores exponenciales (participaciones de los factores en el valor añadido), bien en el ritmo diferente de acumulación de factores en los distintos sectores. En la economía española, aún en un periodo tan reducido como el contemplado en este estudio, ha habido un significativo cambio estructural que no se ha producido con la misma intensidad en los distintos grupos de regiones.

Se ha considerado relevante la distinción entre tasas de crecimiento y variación de la participación de cada sector en la estructura productiva regional durante el periodo considerado. El cambio estructural es consecuencia de la acumulación de factores y de su composición sectorial y no se percibe un ritmo diferencial mayor en la asignación intersectorial de factores en las regiones en las que más varía su estructura productiva. No parece haber sido la composición sectorial del esfuerzo inversor, en la mayoría de las regiones, la causante del acercamiento de las regiones situadas en la parte inferior del *ranking* a las más avanzadas. Ha habido una reducción del empleo en el sector primario en las regiones atrasadas más bien que una verdadera reasignación de factores hacia los sectores más dinámicos. Esto es indicativo de que las regiones atrasadas mantienen una especialización excesiva en sectores en declive. Ciertamente el cambio estructural supone, por término medio, un 40% de la dinámica global regional y ha sido especialmente intenso en las regiones intermedias y atrasadas.

La contribución del cambio estructural a la convergencia global en la PTF ha sido aproximadamente del 47% para todo el periodo, aunque desde 1985 el cambio estructural se hace más intenso y supone el 70% de la convergencia global. Es en las regiones

intermedias donde el cambio estructural más ha contribuido a la convergencia, en un 95%. En ausencia de cambio estructural estas regiones habrían crecido prácticamente al mismo ritmo que la nación y no habrían disminuido las disparidades regionales en PTF. El grupo de regiones atrasadas se habría acercado a la norma nacional un 40% menos de lo que lo ha hecho, en ausencia de cambio estructural y las avanzadas un 65% menos.

Efectivamente, hay extraordinarias diferencias entre las tasas de crecimiento y los niveles de las PTF regionales. A medida que se utiliza un nivel de desagregación por ramas productivas más exhaustivo, las disparidades se acentúan a pesar de que cualquier intento de detectar efectos *catch-up* intrasectoriales aconseja como ámbito más apropiado descender a niveles muy generosos de desagregación. En este trabajo se ha utilizado un nivel de desagregación sectorial equiparable al de otros trabajos sobre países. Es cierto que se ha podido aproximar, en parte, la importancia del cambio estructural para explicar la convergencia global entre regiones, pero la existencia en las regiones de una mayor división espacial del trabajo que la que se percibe, por ejemplo, entre países industrializados, apunta hacia que se tendría que utilizar una desagregación aún mayor.

Parece lógico que los efectos *catch-up* se produzcan a nivel interregional e intrasectorial, pero no es absolutamente satisfactorio que sólo se encuentre evidencia de ellos en el sector agrícola y energético, sobre todo porque en industria -productos comercializables por excelencia- las disparidades regionales parecen acentuarse. Además, a diferencia de lo que parece comprobarse entre países, la difusión de tecnología en el sector servicios no se produce entre las regiones españolas, quizás porque es un sector tan extraordinariamente heterogéneo y con tan distinta morfología regional como para que persistan diferencias de productividad en las comunidades autónomas españolas. No hay entonces razones para ser excesivamente optimista respecto a que la difusión tecnológica intrasectorial sea un proceso automático.

La división espacial del trabajo dentro de nuestro país posee un carácter con visos de ser permanente. Por un lado, hay regiones que son más productivas en la generalidad de los sectores: las avanzadas, otras regiones con una difusión tecnológica intersectorial muy adversa. Puede hablarse pues de un proceso de difusión tecnológica horizontal y de la existencia de umbrales tecnológicos. Además es en las regiones avanzadas donde se perciben tanto las mayores tasas de inversión -y de una composición por ramas productivas más dinámica- como incluso un mayor ritmo de transferencia de recursos desde el sector primario hacia los sectores más dinámicos.

Ciertamente, el mayor cambio estructural se produce en las regiones atrasadas e intermedias pero más bien debido a su especialización inicial en sectores en decadencia que a la existencia de un verdadero esfuerzo inversor hacia los sectores más dinámicos. Parece una clara implicación de política económica el que las regiones atrasadas e intermedias

necesitarían esfuerzos complementarios -y no simplemente el previsible cambio estructural- para acelerar su convergencia con las regiones más avanzadas. La predecible pérdida de importancia del sector agrícola será a largo plazo insuficiente en economías que sencillamente no muestran ninguna capacidad de atraer factores productivos hacia otros sectores.

Si no son absolutamente ventajas comparativas naturales o inmutables (exógenas) las que determinan las posibilidades de crecimiento endógeno de las regiones, si la historia importa y si también importa el esfuerzo ligado a la localización sectorial y regional de la formación de capital y a la movilidad del factor trabajo, hay margen para la intervención pública que depende en última instancia de qué geografía económica deseamos para las regiones españolas. La composición sectorial de la acumulación de factores - y el cambio estructural que esto provoca- es tanto o más importante que su volumen global regional.

Evidentemente son muchos los factores omitidos en las funciones de producción que en este trabajo se contemplan. En efecto, ni el capital humano, ni el capital público ni la utilización de la capacidad productiva han sido integrados en el análisis. En lo sucesivo será conveniente ampliar este tipo de análisis en todas estas direcciones así como llevar a cabo especialmente a nivel de regiones una desagregación por ramas productivas más exhaustiva. En este trabajo se ha intentado simplemente, de la manera más sencilla (Cobb-Douglas, rendimientos constantes, retribución de los factores según su productividad marginal, sólo dos factores productivos etc....) abordar el núcleo de la distinción entre contribución de la intensidad capitalista, PTF y cambio estructural en un ejercicio de contabilidad del crecimiento para iluminar algunos aspectos sobre el comportamiento de las regiones españolas.

## XI. Referencias bibliográficas.

- [1] BARRO, R. Y X.SALA-I-MARTIN (1991): "Convergence across States and Regions". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp.107-82.
- [2] BAUMOL, W. (1986): "Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Date Show". *American Economic Review*. December 76. pp. 1072-85.
- [3] BERNARD, A. y Ch.I. JONES (1996 a)): "Productivity across Industries and Countries: Time Series Theory and Evidence". *Review of Economics and Statistics*. February, pp. 135-146.
- [4] BERNARD, A. y Ch.I. JONES (1996 b)): "Comparing Apples to Oranges: Productivity Convergence and Measurement Across Industries and Countries". *American Economic Review*. 86(5). December, pp. 1216-1238.
- [5] BERNARD, A. y Ch.I. JONES (1996 c)): "Technology and Convergence". *Economic Journal*. 106, pp. 1037-1044.
- [6] CAVES, D.W., L.R. CHRISTENSEN y W.E. DIEWERT (1982): "Multilateral Comparisons of Output, Input and Productivity Using Superlative Index Numbers". *Economic Journal*, March, 92 (365) pp. 73-86.
- [7] CHRISTENSEN, L.R., D. CUMMINGS y D.W. JORGENSON (1981): "Relative Productivity Levels, 1947-1973. An International Comparison". *European Economic Review*, 16 pp. 61-94.
- [8] DABAN, T.; A. DÍAZ; F.J. ESCRIBÁ; y M.J. MURGUI (1998): "La Base de Datos BD.MORES". D-98001 Ministerio de Economía y Hacienda. DGAPP.
- [9] DE LA FUENTE, A. (1996): "Economía regional desde una perspectiva neoclásica. De convergencia y otras historias" *Revista de Economía Aplicada*, volumen IV, pp. 5-63.
- [10] DENISON, E. (1979): "Accounting for Slower Economic Growth". *The Brookings Institution* 1979.
- [11] DOWRICK, S. y D. NGUYEN (1989): "OECD Comparative Economic Growth 1950-85: Catch-up and Convergence". *American Economic Review*. December, 79. pp. 1010-31.
- [12] ESCRIBÁ, F.J., J. PERNIAS y D. TAGUAS (1995): "Localización, estructura y dinámica de la acumulación de capital en las regiones españolas". D- 95009 Ministerio de Economía y Hacienda. DGAPP.
- [13] ESCRIBÁ, F.J. y A. DÍAZ (1997): "Disparidades Regionales y sectoriales en la economía española(1980-1991) " *Información Comercial Española*. Mayo, Nº 762, pp.43-65.

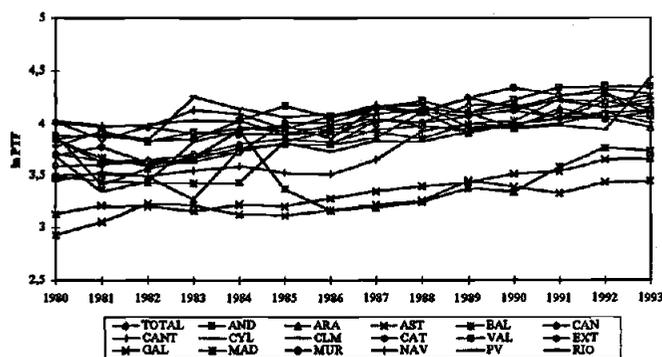
- [14] ESTEBAN, J.M. (1972): "A Reinterpretation of *Shift-share* Analysis". *Regional and Urban Economics*, 2. pp. 249-261.
- [15] GARCÍA MILÁ, T. y R. MARIMÓN (1996): "Integración Regional e Inversión Pública en España". en R. MARIMÓN (Ed.), *La Economía española: una visión diferente*. Antoni Bosch.
- [16] GERKING (1994): "Measuring Productivity Growth in U.S. Regions: A Survey". *Internatinal Regional Science Review*, vol.16, pp. 155-185.
- [17] HALL, R.E. y Ch.I. JONES (1996): "The Productivity of Nations". *National Bureau of Economic Research*. Working Paper nº 5812. November.
- [18] HALL, R.E. y Ch.I. JONES (1997): "Levels of Economic Activity Across Countries". *American Economic Review*, vol 87, nº 2. Pp 173-177
- [19] HARRIGAN, J. (1997): "Estimation of Cross-Country Differences in Industry Production Functions". *National Bureau of Economic Research*. Working Paper nº 6121. August.
- [20] HULTEN, C. Y R. SCHWAB (1984): "Regional Productivity Growth in U.S. Manufacturing: 1951-78". *American Economic Review* vol.74 No.1 pp. 152-62.
- [21] JONES, Ch.I. (1997 a): "Convergence Revisited". *Journal of Economic Growth*, 2. June. Pp 131-153.
- [22] JONES, Ch.I. (1997 b): "On the Evolution of the World Income Distribution". *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, nº 3, Summer. pp 19-36.
- [23] JORGENSON, D.W. y Z. GRILICHES (1967): "The explanation of Productivity Change". *Review of Economic Studies*, 34(3), 99, July, pp. 249-84.
- [24] JORGENSON, D.W., F.M. GOLLOP y B.M. FRAUMENI (1987): *Productivity and U.S. Economic Growth*. Cambridge University Press.
- [25] KENDRICK, J. W. (1973): *Postwar Productivity Trends in the United States, 1948-1969*. National Bureau of Economic Research. New York. 1973.
- [26] KORMENDI, R y P. MEGUIRE (1985): "Macroeconomic Determinants of Growth". *Journal of Monetary Economics*, 16, pp. 141-63.
- [27] KRAVIS, I.B. (1976): "A Survey of International Comparisons of Productivity". *Economic Journal*, 86, nº 341. March, pp. 1-44.
- [28] KRUGMAN, P. (1987): "The Narrow Moving Band, The Dutch Disease and the Competitive Consequences of Mrs. Thatcher". *Journal of Development Economics*, October 27 (1-2), pp. 41-55.
- [29] MADDISON, A. (1987): "Growth and Slowdown in Advanced Capitalist Economies: Techniques of Quantitative Assessment", *Journal of Economic Literature*. June, 25. pp. 649-706.
- [30] MADDISON, A. (1996): *Monitoring the World Economy 1820-1992*. Paris: OECD Development Centre Studies.

- [31] MARIMÓN, R. y F. ZILIBOTTI (1996): "¿Por qué hay menos empleo en España?. Empleo "real" versus empleo "virtual" en Europa". en R. MARIMÓN (Ed.), *La Economía española: una visión diferente..* Antoni Bosch.
- [32] MAS, M., F. PEREZ Y E. URIEL (1996): *El Stock de capital en España y sus Comunidades Autónomas*. Fundación BBV, 4 volúmenes.
- [33] MATTHEWS, R.C.O., C.H. FEINSTEIN y J.C. OLDING-SNEE (1982): *British Economic Growth 1856-1973*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- [34] MOOMAW, R. Y M. WILLIAMS (1991): "Total Factor Productivity Growth in Manufacturing: Further Evidence from the States". *Journal of Regional Science*, vol.31, No.1, pp.17-34.
- [35] RAYMOND, J.L. y B. GARCÍA (1994): "Las disparidades en el PIB per cápita entre Comunidades Autónomas y la hipótesis de convergencia". *Papeles de Economía Española*. nº 59.
- [36] SICSIC, P. Y C. WYPLOSZ (1996): "France, 1945-92" cap.8 en VAN ARK Y CRAFTS eds. *Quantitative Aspects of Post-war European Economic Growth*. C.E.P.R.
- [37] SOLOW, R. (1957): "Technical Change and the Aggregate Production Function". *Review of Economics and Statistics*, 39. 3. pp. 312-20.
- [38] VAN ARK, B. (1996): "Sectoral Growth Accounting and Structural Change in post-war Europe" en VAN ARK y CRAFTS eds. *Quantitative Aspects of Post-war European Economic Growth*. C.E.P.R.
- [39] WOLFF, E. (1991): "Capital Formation and Productivity Convergence Over the Long Term". *American Economic Review*. June, 81, pp. 565-579.

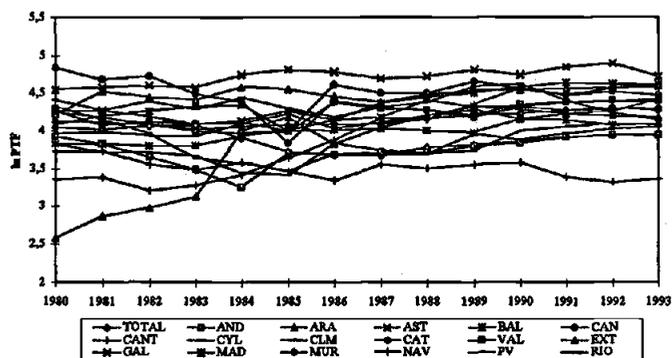
## APENDICE 1

### Gráficos de la evolución sectorial de la productividad total de los factores en las regiones españolas, 1980-92.

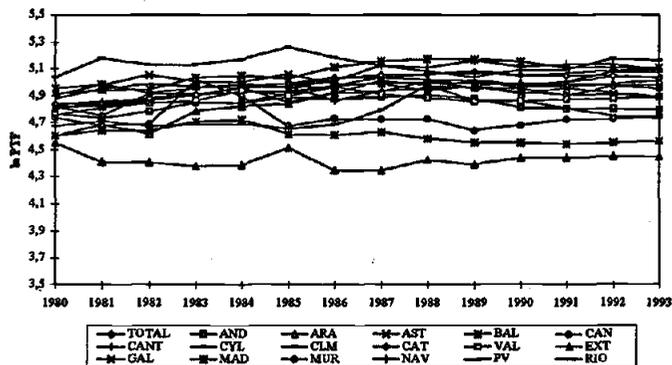
R1.AGRICULTURA



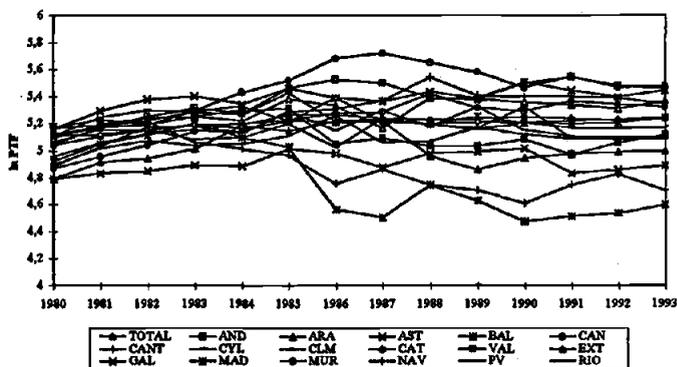
R1.ENERGIA



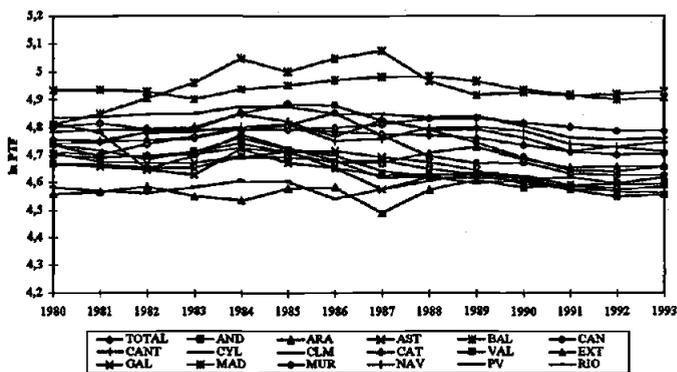
R3.INDUSTRIA



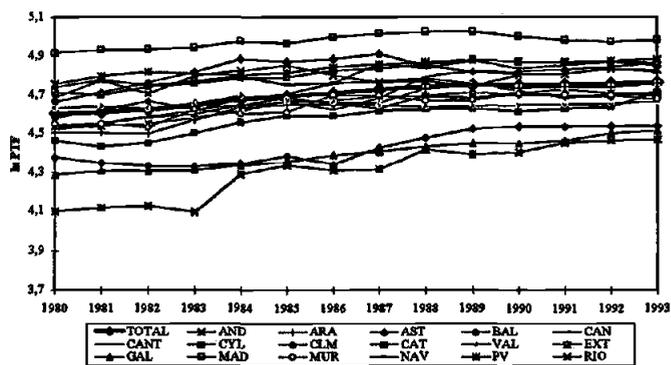
R4.CONSTRUCCION



R5.SDVPP



TOTAL PRODUCTIVO PRIVADO



Fuente: BD.MORES. Elaboración propia.