

# ESTRUCTURA SECTORIAL Y CONVERGENCIA REGIONAL\*

ÁNGEL DE LA FUENTE  
*Instituto de Análisis Económico (CSIC)*

MARÍA JESÚS FREIRE  
*Universidad de Vigo*

En esta nota se analizan los mecanismos a través de los cuales la estructura sectorial incide sobre el crecimiento de la renta regional y la distribución de esta variable, distinguiendo en particular entre un efecto de especialización sectorial, que incide sobre el crecimiento a través de un canal de precios y otro de productividad, y un efecto de cambio estructural que recoge el impacto de la reasignación de recursos entre sectores productivos. Para cuantificar el impacto de estos factores, separándolos también de un efecto regional “puro”, realizaremos un ejercicio de contabilidad de la convergencia a partir de una descomposición de tipo *shift-share* de un indicador de renta relativa regional.

*Palabras clave:* convergencia regional, estructura sectorial.

*Clasificación JEL:* O40, R11.

En los últimos años los estudios empíricos sobre los determinantes del crecimiento han tendido a adoptar una perspectiva agregada. Partiendo de un modelo neoclásico unisectorial, numerosos autores han investigado los determinantes inmediatos de la evolución de la distribución de la renta y la productividad en diversas muestras nacionales y regionales, centrándose en los efectos de la acumulación de factores productivos y destacando el papel de los rendimientos decrecientes y la difusión tecnológica como mecanismos de convergencia<sup>1</sup>. Algunos trabajos recientes, sin embargo, han puesto de manifiesto la importancia de los factores sectoriales en el proceso de crecimiento, reintroduciendo así en el análisis un tema dominante en la literatura regional y en la economía del

---

(\*) Este trabajo forma parte del proyecto de investigación “Determinantes del crecimiento a nivel regional y nacional”, cofinanciado por el Fondo Europeo de Desarrollo Regional y la Fundación Caixa Galicia. Agradecemos también la financiación del Ministerio de Educación y Cultura a través de los proyectos DGICYT PB95-0130 y SEC99-1189 y la asistencia en la investigación de Juan Antonio Duro y Gloria del Ángel.

(1) Sala-i-Martin (1994) y de la Fuente (1996a) ofrecen dos panorámicas de la literatura relevante con especial atención a cuestiones regionales. Otra serie importante de trabajos aborda el análisis de la convergencia regional utilizando técnicas alternativas propuestas por Quah [(1993) entre otros trabajos]. Para el caso español véase por ejemplo Gardeazabal (1996).

desarrollo más tradicionales. Trabajando con datos desagregados sectorialmente, diversos investigadores han documentado la existencia de importantes diferencias intersectoriales en patrones de crecimiento y convergencia y destacado el papel del cambio estructural como mecanismo generador de convergencia a nivel agregado<sup>2</sup>.

Dentro de esta línea de investigación, el objetivo del presente trabajo es el de contribuir a clarificar los mecanismos a través de los cuales la estructura sectorial incide sobre el crecimiento de la renta regional y la distribución de esta variable, distinguiendo en particular entre un efecto de especialización sectorial, que incide sobre el crecimiento a través de un canal de precios y otro de productividad, y un efecto de cambio estructural que recoge el impacto de la reasignación de recursos entre sectores productivos. Para cuantificar el impacto de estos factores, separándolos también de un efecto regional “puro”, realizaremos un ejercicio de contabilidad de la convergencia a partir de una descomposición de tipo *shift-share* de un indicador de renta relativa regional, utilizando las técnicas de análisis de convergencia parcial propuestas en de la Fuente (1996b, 1998).

## 1. DATOS Y CONSTRUCCIÓN DE LAS VARIABLES

Los datos que hemos utilizado en este trabajo provienen de la publicación de la Fundación BBV *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial* y de la *Contabilidad Nacional de España*. La primera de estas fuentes ofrece datos de empleo (número de empleos) y producción (VAB al coste de los factores a precios corrientes) con periodicidad generalmente bienal para el período 1955-93, desagregadas a cuatro sectores (agricultura y pesca, industria, construcción y servicios) para cada una de las regiones (o provincias) españolas. Para deflactar las series de producción regional, hemos extraído de la Contabilidad Nacional de España índices de precios sectoriales al mismo nivel de desagregación. Puesto que estos deflatores están disponibles únicamente a nivel nacional, nuestras series de producción regional a precios constantes se construyen bajo el supuesto de que el nivel de precios es el mismo para todas las regiones dentro de cada sector. Debido a las limitaciones de cobertura temporal o sectorial de algunas de las variables que estamos utilizando dentro del proyecto del que forma parte este trabajo, en lo que sigue nos restringiremos al período 1964-93 y a una desagregación en tres sectores en la que la industria y la construcción no se separan. En el caso de la agricultura, hemos deducido del VAB nominal las subvenciones agrarias de la Unión Europea utilizando los pagos del FEOGA-Garantía regionalizados por Correa y Maluquer (1998)<sup>3</sup>.

---

(2) Véanse entre otros Raymond y García (1994), de la Fuente (1996a) y Escribá y Murgui (1998).

(3) La FBBV proporciona datos de valor añadido al coste de los factores, pero no a precios de mercado. La diferencia entre estas series es que la primera de ellas incluye las subvenciones de explotación pero no los impuestos ligados a la producción, mientras que la segunda incluye los impuestos pero no las subvenciones. En los sectores en los que la diferencia entre estas dos partidas es grande, las series disponibles tienden a sobre o infravalorar la productividad, por lo que en principio sería deseable excluir ambas. Aunque los datos existentes no permiten realizar esta corrección, el efecto neto al nivel de desagregación al que trabajamos no parece ser importante excepto

Sea  $VAB_{rst}^n$  el valor añadido bruto nominal en el sector  $s$  en la región  $r$  y el año  $t$ , y  $P_{st}$  el índice de precios para el sector  $s$  en el año  $t$  (a nivel nacional). Puesto que nos interesa obtener cifras en ptas. constantes de 1990 (para que sean compatibles con las series de capital que utilizaremos más adelante), renormalizamos los deflatores sectoriales de forma que  $P_{s,1990} = 1$  para todo  $s$ . Seguidamente, calculamos el VAB real de cada sector-región en el año  $t$  aplicando la fórmula

$$VAB_{rst}^r = VAB_{rst}^n / P_{st}, \quad [1]$$

sumamos separadamente los VABs reales y los VABs nominales de los distintos sectores dentro de cada región para obtener totales regionales,

$$VAB_{rt}^r = \sum_s VAB_{rst}^r \text{ y } VAB_{rt}^n = \sum_s VAB_{rst}^n, \quad [2]$$

y obtenemos un índice de precios regional dividiendo el VAB nominal por el real

$$P_{rt} = VAB_{rt}^n / VAB_{rt}^r. \quad [3]$$

De igual forma, sumamos los VABs regionales para obtener totales nacionales (ignorando Ceuta y Melilla),

$$VAB_t^r = \sum_r VAB_{rt}^r \text{ y } VAB_t^n = \sum_r VAB_{rt}^n, \quad [4]$$

y tomando el cociente de estas dos magnitudes, obtenemos un índice de precios para el VAB agregado nacional

$$P_t = VAB_t^n / VAB_t^r. \quad [5]$$

El índice de precios para el sector industria y construcción se calcula de manera análoga, como la ratio entre la suma de los VABs nominales y la suma de los VABs reales de la industria y la construcción y varía, por tanto, entre regiones reflejando diferencias en los pesos relativos de los dos subsectores.

Dividiendo el valor añadido bruto regional o sectorial por el empleo, obtenemos dos indicadores de producto por empleo, uno en términos reales y otro en términos nominales, a los que denominaremos respectivamente producto (Q) y renta (Y) por empleo, por ejemplo,

$$Q_{rt} = \frac{VAB_{rt}^n}{L_{rt}} \text{ y } Y_{rt} = \frac{VAB_{rt}^r}{L_{rt}} \quad [6]$$

donde  $L_{rt}$  es el empleo total en la región  $r$  en el período  $t$ . Puesto que  $VAB_{rt}^n = P_{rt} VAB_{rt}^r$ , estos dos indicadores están relacionados por la identidad

---

en algunos casos, entre los que destaca el sector agrícola, cuya productividad aparente se dispara a partir de la entrada de España en la Unión Europea debido a las subvenciones de la PAC.

$$Y_{rt} = P_{rt} Q_{rt}. \quad [7]$$

Expresando todas las variables en diferencias logarítmicas con sus correspondientes promedios nacionales, lo que indicaremos utilizando letras minúsculas, obtenemos

$$y_{rt} = p_{rt} + q_{rt} \quad [8]$$

donde, por ejemplo, la renta por empleo relativa,  $y_{rt}$ , se define como

$$y_{rt} = \ln Y_{rt} - \ln Y_t$$

(la ausencia de subíndices regionales indica que estamos trabajando con agregados nacionales). Finalmente, tomando diferencias temporales en ambos lados de [8], obtenemos la siguiente relación entre las tasas de crecimiento relativas de Y, P y Q,

$$\Delta y_{rt} = \Delta p_{rt} + \Delta q_{rt} \quad [9]$$

donde, por ejemplo,

$$\Delta y_{rt} = \frac{y_{r,1993} - y_{r,1964}}{29}$$

es la tasa de crecimiento de la renta relativa por empleo durante el período de análisis. El resto de las variables que aparecen la ecuación [9] se construyen de manera análoga.

De esta forma podemos expresar la renta relativa por empleo de cada región ( $y_{rt}$ ), o su tasa de crecimiento ( $\Delta y_{rt}$ ), como la suma de un componente de precios ( $p_{rt}$ ) y otro de productividad ( $q_{rt}$ ). Es importante observar que la descomposición en niveles dada en [8] es muy sensible a la elección del año base para los índices de precios. Puesto que los precios relativos sectoriales varían de forma sistemática con el paso del tiempo (reduciéndose los agrícolas y aumentando los de los servicios), la productividad relativa aparente de una región especializada en agricultura, por ejemplo, sería muy diferente si hubiésemos utilizado los precios relativos del comienzo del período, en vez de los correspondientes a uno de los últimos años de la muestra. En consecuencia, las comparaciones entre los niveles de las variables  $p$  y  $q$  no resultan particularmente informativas. Por otra parte, los incrementos de estas variables sí que contienen información relevante sobre las fuentes del crecimiento de la renta relativa por empleo.

## 2. ESTRUCTURA SECTORIAL Y CONVERGENCIA REGIONAL

La estructura sectorial ha desempeñado tradicionalmente un papel importante en el estudio de la economía regional. Una estrategia habitual en esta literatura parte de la hipótesis de que, como primera aproximación, podemos considerar cada región como una cesta de sectores con comportamientos relativamente uni-

formes en el espacio<sup>4</sup>. Dentro de este marco, la evolución de las distintas economías regionales se explicaría fundamentalmente en términos de sus patrones de especialización y de las condiciones de oferta y demanda de cada sector. Aunque se trata evidentemente de una simplificación, este punto de vista ofrece un útil contrapunto al análisis agregado de corte neoclásico y permite identificar una serie de factores que han tenido una incidencia indudable sobre el comportamiento de las economías regionales españolas en las últimas décadas.

En esta sección intentaremos identificar los principales mecanismos a través de los cuales factores de tipo sectorial han podido incidir sobre el proceso de convergencia entre las regiones españolas. Como punto de partida, resulta útil distinguir entre dos tipos de efectos de carácter sectorial. El primero de ellos, bien documentado en la literatura, estaría ligado al proceso de cambio estructural que ha experimentado la economía española en las últimas décadas y, muy especialmente, al transvase de mano de obra desde la agricultura hacia los servicios. El segundo efecto, por su parte, refleja la relativa persistencia de los patrones de especialización productiva de las diversas regiones y se transmite a través de dos canales diferentes, uno ligado a la evolución de los precios y otro a la de las productividades sectoriales, que han tenido efectos contrapuestos sobre el proceso de convergencia. Uno de los objetivos centrales del presente trabajo es el de cuantificar la contribución a la convergencia regional de este segundo efecto sectorial, que no parece haber recibido gran atención en estudios anteriores sobre el tema.

### 2.1. *Cambio estructural y convergencia*

El gráfico 1 muestra la evolución de las participaciones de los tres grandes sectores productivos (agricultura y pesca, industria y construcción, y servicios) en el empleo total. Entre 1964 y 1993, el peso del sector agrícola en el empleo total se redujo en más de dos tercios (pasando de 0,35 a 0,095), mientras que el del sector servicios casi se duplicó (pasando de 0,32 a 0,62). La industria y la construcción, por su parte, mantienen una participación bastante más estable en el empleo, con una ligera ganancia de peso en la primera parte del período que se elimina gradualmente a partir de 1977. Los flujos de creación y destrucción de empleo asociados con esta transformación han sido muy importantes en términos absolutos: durante el período en su conjunto se han eliminado 3,1 millones de empleos agrícolas y 0,5 millones de empleos industriales, mientras que se creaban casi 4 millones de empleos en el sector servicios.

La importancia de este intenso proceso de cambio estructural como mecanismo de convergencia ha sido bien documentada en la literatura. Raymond y García (1994), de la Fuente (1996a) y Escribá y Murgui (1998), entre otros autores, han observado que la convergencia en productividad es mayor a nivel agregado que a nivel sectorial (véase el gráfico 2). Esto sugiere que la convergencia entre regiones se debe, al menos en parte, a cambios en la estructura sectorial del empleo que han tendido a favorecer a las regiones más atrasadas. El descenso del empleo agrícola, en particular, parece haber sido el factor clave. Puesto que la productivi-

(4) Véase por ejemplo Alcaide, Cuadrado y Fuentes (1990).

dad media en la agricultura (medida en pesetas corrientes por empleo) ha sido siempre muy inferior a las registradas en la industria o los servicios (véase el gráfico 3), la contracción de este sector tiende a elevar las rentas medias. Dado que el proceso, además, ha sido especialmente intenso en las regiones más pobres (en las que la agricultura era a menudo la actividad dominante a comienzos de los años sesenta), el trasvase de mano de obra ha contribuido a acercar sus niveles de renta al promedio nacional, contribuyendo así a la convergencia interregional en niveles de renta.

Gráfico 1: EVOLUCIÓN DE LOS PESOS SECTORIALES EN EL EMPLEO TOTAL DE ESPAÑA

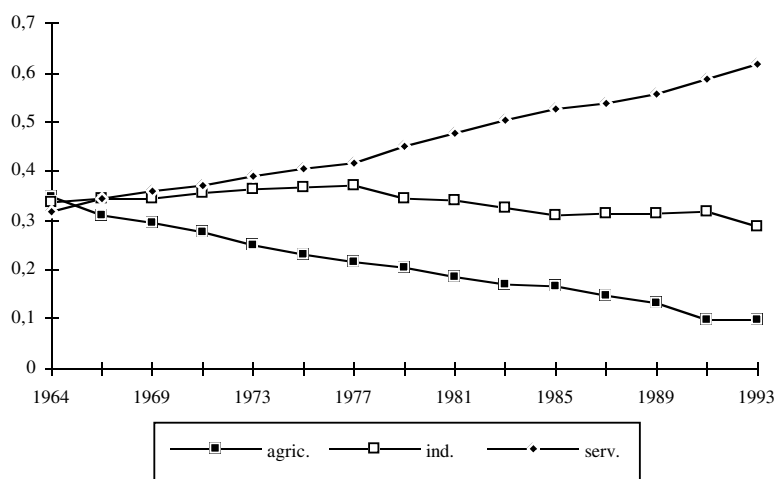
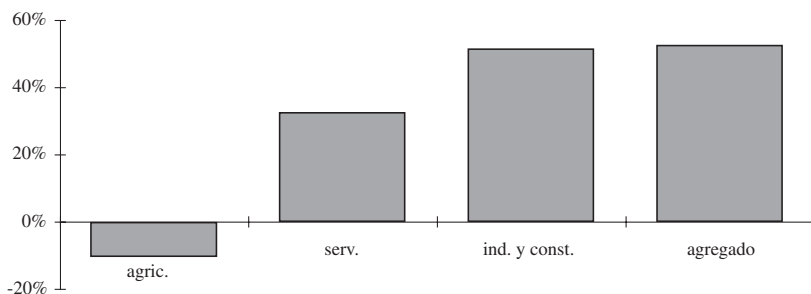
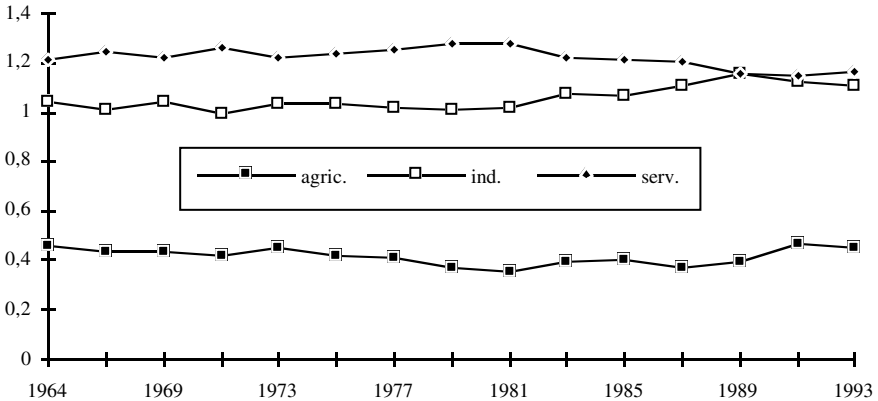


Gráfico 2: CONVERGENCIA SIGMA EN RENTA RELATIVA POR EMPLEO ENTRE LAS REGIONES ESPAÑOLAS



Nota: reducción porcentual de la desviación estándar de la renta relativa por empleo entre 1964 y 1993.

Gráfico 3: EVOLUCIÓN DE LAS RENTAS POR EMPLEO RELATIVAS, PROMEDIOS NACIONALES EN TRES GRANDES SECTORES



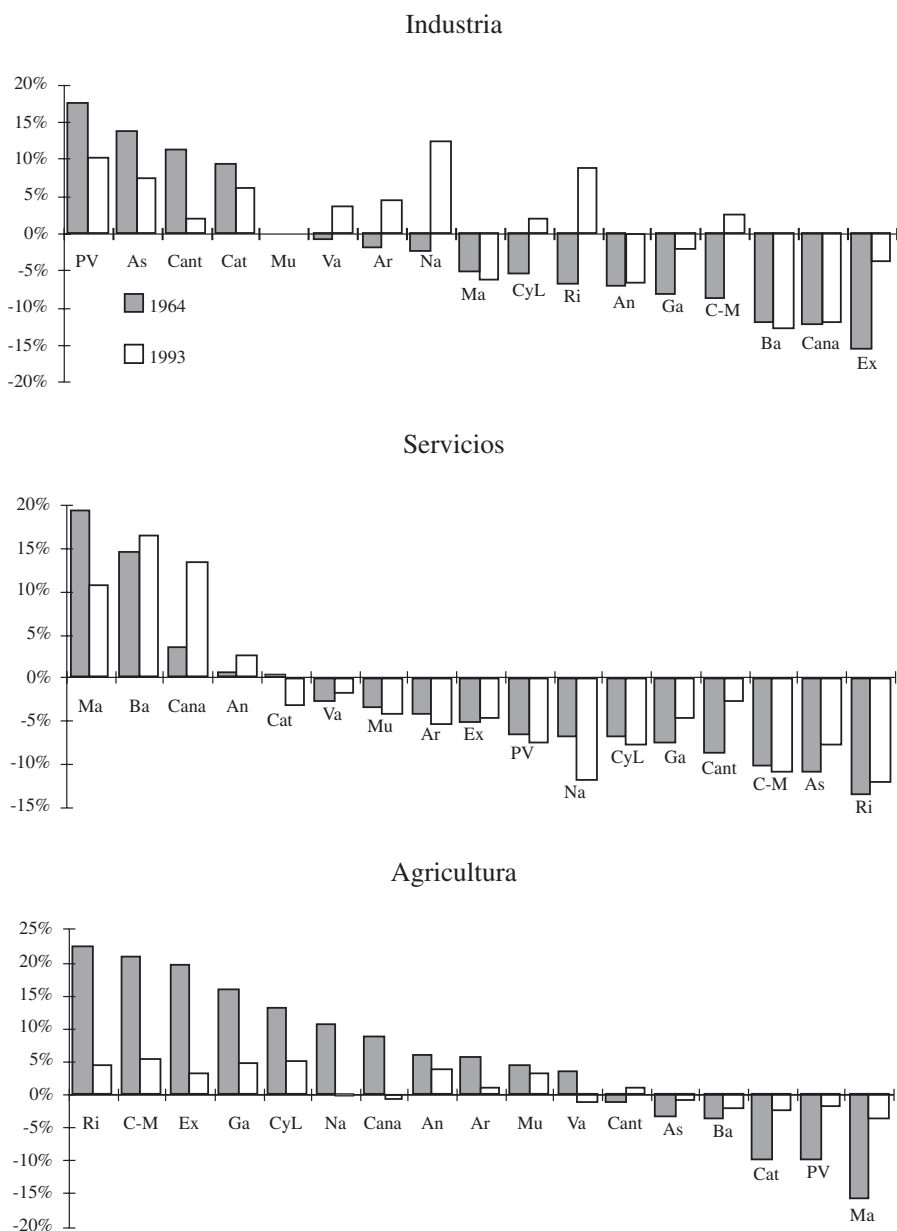
Nota: renta (nominal) por empleo de cada sector, dividida por una media ponderada de las rentas sectoriales con pesos sectoriales constantes. Los pesos sectoriales son las participaciones medias de cada sector en el empleo nacional durante el conjunto del período. Todas las variables son promedios para el conjunto de España excluyendo a Ceuta y Melilla.

## 2.2. Especialización sectorial y crecimiento

El proceso de homogeneización de la estructura productiva que hemos destacado en el apartado precedente no está reñido con la persistencia en el tiempo de patrones regionales de especialización sectorial relativamente estables. El gráfico 4 ilustra este fenómeno a través de la evolución de los “saldos exportadores” regionales en cada uno de los tres grandes sectores, definidos como la diferencia entre la participación de cada sector en el VAB nominal de la región y su participación en el VAB nominal del conjunto del país<sup>5</sup>. Aunque los saldos agrícolas han descendido sensiblemente en términos absolutos durante el período analizado, sus signos se mantienen excepto en tres casos. En cuanto a los servicios, la persistencia de los patrones de especialización es aún más marcada. En la industria, finalmente, se observan algunos cambios interesantes, entre los que destacan Navarra, Rioja y Castilla la Mancha, que han pasado de ser fuertes importadores a presentar apreciables saldos exportadores. Aún así, los saldos netos industriales mantienen su signo en la mayor parte de las regiones.

(5) Si España fuese una economía cerrada y todas las regiones presentasen el mismo patrón de consumo, la diferencia entre los pesos sectoriales a nivel regional y nacional nos daría los saldos exportadores sectoriales de las distintas regiones. De aquí la expresión “saldos exportadores”, que utilizamos para abreviar.

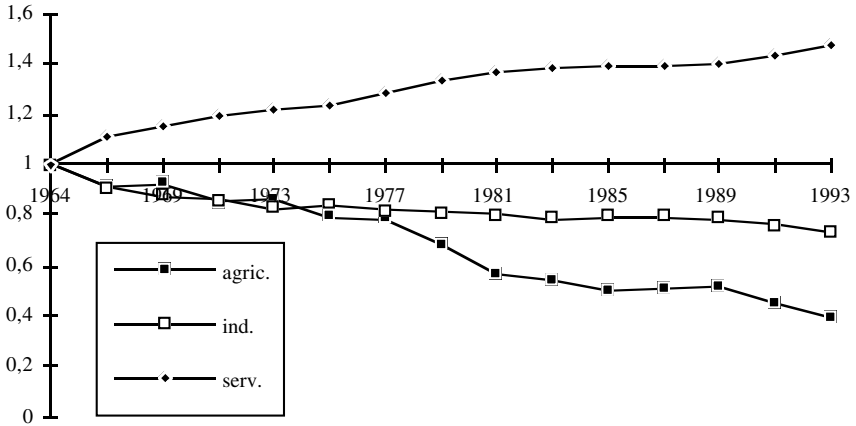
Gráfico 4: EVOLUCIÓN DE LOS “SALDOS EXPORTADORES” REGIONALES



Nota: peso sectorial en el VAB nominal de cada región, en diferencias con el promedio español.

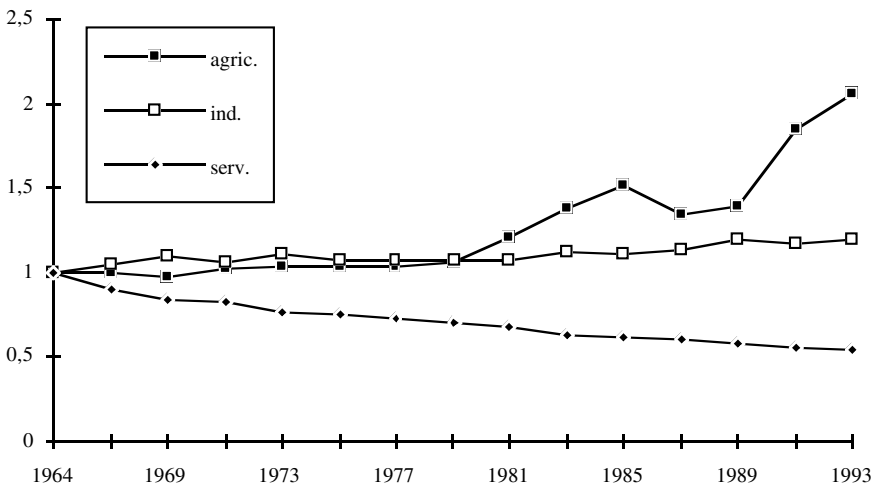


Gráfico 5: EVOLUCIÓN DE LOS PRECIOS SECTORIALES RELATIVOS



Nota: índices de precios relativos sectoriales (divididos por el deflactor del VAB agregado de España) y normalizados por su valor inicial de forma que 1964 = 1.

Gráfico 6: EVOLUCIÓN DE LAS PRODUCTIVIDADES MEDIAS SECTORIALES EN EL CONJUNTO DE ESPAÑA



Nota: productividades medias sectoriales (en precios sectoriales constantes del 90), divididas por la productividad media agregada en precios constantes y luego normalizadas de forma que 1964 = 1.

En la medida en que los precios y productividades sectoriales responden a factores de demanda y de oferta homogéneos territorialmente, el patrón de especialización se convierte en un condicionante importante de la evolución de las rentas regionales. Por un lado, existe evidencia de que la elasticidad renta de la demanda de productos agrícolas es inferior a la de la demanda de bienes industriales y servicios, lo que tenderá a reducir los precios relativos agrícolas, en detrimento de las regiones especializadas en este sector. Por otra parte, el crecimiento de la productividad ha sido más rápido en la agricultura y en la industria que en los servicios, lo que también ha incidido sobre los precios relativos, reforzando los efectos de demanda comentados anteriormente. El efecto neto de estos dos factores sobre las rentas relativas sectoriales es en principio incierto y depende de la relación entre los incrementos de precios y de productividad registrados durante el período. La evolución de estas dos variables, a nivel de agregados nacionales para cada sector, se ilustra en los gráficos 5 y 6.

### 3. CAMBIO ESTRUCTURAL, PATRONES DE ESPECIALIZACIÓN Y CONVERGENCIA: UN ANÁLISIS EXPLORATORIO

En esta sección se propone una descomposición de tipo *shift-share* de la renta por empleo regional que permite aproximar, de manera informal, los distintos efectos de carácter sectorial discutidos en la sección precedente, así como un efecto regional independiente de la estructura productiva. Utilizando esta descomposición analizaremos seguidamente la contribución de los factores de interés al proceso de convergencia entre las regiones españolas durante el período 1964-93.

Como hemos visto en la sección 2, la renta media por empleo regional,  $Y_{rt}$ , se puede expresar como el producto de un índice de precios,  $P_{rt}$ , y otro de productividad medida a precios constantes,  $Q_{rt}$ . Este segundo componente de la renta, a su vez, se puede expresar como una media ponderada de las productividades sectoriales dentro de la región,

$$Q_{rt} = \sum_s \theta_{rst} Q_{rst} \quad [10]$$

donde los pesos  $\theta_{rst}$  son las participaciones de los diversos sectores en el empleo regional. Partiendo de esta expresión, y realizando distintos supuestos “contrafactuales” sobre la evolución de los pesos sectoriales,  $\theta_{rst}$ , podemos construir diversos indicadores hipotéticos de productividad regional que intentan aislar los efectos de interés.

El primero de estos agregados hipotéticos, al que llamaremos el “componente regional” de la productividad,  $R_{rt}$ , se construye ponderando las productividades sectoriales observadas en cada región por la participación media del sector en el empleo nacional durante el conjunto del período,

$$R_{rt} = \sum_s \theta_s Q_{rst} \quad [11]$$

donde

$$\theta_s = \frac{1}{T} \sum_t \theta_{st}.$$

Puesto que la estructura sectorial del empleo es, por hipótesis, la misma en todas las regiones y permanece constante en el tiempo, la evolución de  $R_{rt}$  reflejará tan solo la dinámica de las productividades medias de los distintos sectores-regiones. Un segundo indicador auxiliar,  $X_{rt}$ , se construye de manera análoga, pero ponderando las productividades por la estructura sectorial “media” de cada región (esto es, por los promedios temporales de las participaciones sectoriales en el empleo dentro de cada comunidad),

$$X_{rt} = \sum_s \theta_{rs} Q_{rst} \quad [12]$$

con

$$\theta_{rs} = \frac{1}{T} \sum_t \theta_{rst}.$$

Puesto que la estructura sectorial varía ahora entre regiones, pero no en el tiempo, las diferencias entre  $X_{rt}$  y  $R_{rt}$  capturarán el impacto de los diferentes patrones de especialización regional. Finalmente, las diferencias entre  $X_{rt}$  y  $Q_{rt}$  reflejarán la evolución en el tiempo de la estructura sectorial dentro de cada región, esto es, el efecto del cambio estructural.

Utilizando los dos indicadores que acabamos de construir, obtenemos la siguiente identidad,

$$Q_{rt} = R_{rt} * \frac{X_{rt}}{R_{rt}} * \frac{Q_{rt}}{X_{rt}} = R_{rt} * E_{rt} * S_{rt} \quad [13]$$

donde la productividad media regional,  $Q_{rt}$ , aparece como el producto de tres factores: uno regional, otro de especialización, y un tercero de cambio estructural. Tomando diferencias logarítmicas con el promedio nacional y calculando las tasas de crecimiento medio durante el período considerado, obtenemos una expresión que relaciona la tasa de crecimiento de la productividad relativa con las de sus tres componentes:

$$\Delta q_{rt} = \Delta r_{rt} + \Delta e_{rt} + \Delta s_{rt}. \quad [14]$$

El primero de los factores que aparece en el lado derecho de la ecuación [13] es el componente regional de la productividad,  $R_{rt}$ , que acabamos de definir. El segundo,  $E_{rt}$ , intenta capturar el efecto del patrón promedio de especialización regional, a través de la ratio entre las productividades medias regionales contrafactuales que se obtendrían con las estructuras sectoriales medias observadas en el conjunto de España y en cada una de las regiones. Intuitivamente, el incremento de  $E_{rt}$  será mayor en aquellas regiones que estén especializadas en sectores con altas tasas de crecimiento de la productividad. Finalmente, el incremento del componente de cambio estructural  $S_{rt}$ , recoge los efectos del cambio en las participaciones sectoriales del empleo, y será mayor en aquellas regiones en las que los sectores menos productivos pierdan más peso en relación con el resto.

### 3.1. Efectos sectoriales en el crecimiento regional

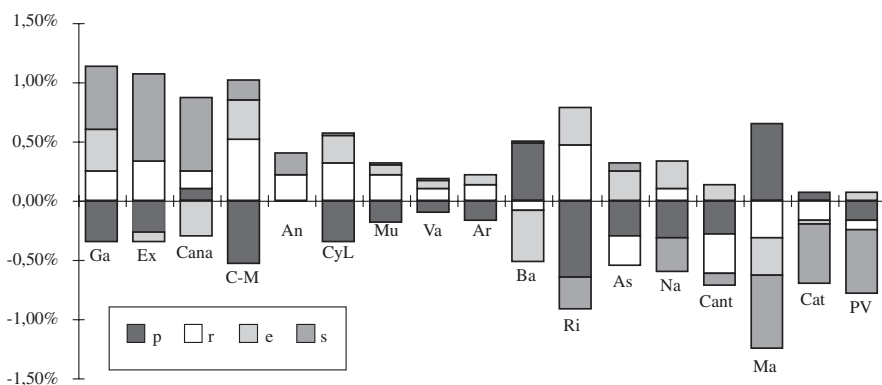
Combinando [14] con [9], obtenemos una descomposición del crecimiento de la renta relativa por empleo en términos de cuatro factores,

$$\Delta y_{rt} = \Delta p_{rt} + \Delta r_{rt} + \Delta e_{rt} + \Delta s_{rt}, \quad [15]$$

Dos de estos factores,  $\Delta p_{rt}$  y  $\Delta e_{rt}$ , capturan efectos debidos al patrón de especialización sectorial (que incide tanto sobre los precios como sobre el crecimiento de la productividad), un tercero  $\Delta s_{rt}$  resume el impacto del cambio estructural y el cuarto,  $\Delta r_{rt}$ , aísla un componente regional independiente de la estructura productiva.

El gráfico 7 muestra las contribuciones de estos cuatro factores al crecimiento de la renta relativa por empleo en cada una de las comunidades autónomas españolas durante el período 1964-93. Las regiones están ordenadas a lo largo del eje horizontal de mayor a menor tasa de crecimiento de la renta por empleo. Como ya hemos observado, el efecto precios ( $\Delta p$ ) ha tendido a favorecer a las comunidades especializadas en el sector servicios (especialmente Madrid, Canarias, Baleares y Cataluña) a expensas fundamentalmente de las regiones agrícolas (Rioja, las dos Castillas, Galicia y Navarra) pero también de algunas industriales (Asturias y el País Vasco). Por otro lado, el componente de especialización ( $\Delta e$ ) muestra un patrón prácticamente opuesto al anterior, reflejando el estancamiento de la productividad de los servicios y su rápido crecimiento en el sector agrícola. El balance de estos dos efectos de especialización sectorial es en general favorable a las regiones más ricas y actúa por tanto en el sentido de retardar la convergencia. Finalmente, tanto el componente regional ( $\Delta r$ ) del crecimiento como el de cambio estructural ( $\Delta s$ ) son generalmente mayores en las regiones pobres, aunque con algunas excepciones.

Gráfico 7: FUENTES DEL CRECIMIENTO DE LA RENTA RELATIVA REGIONAL, 1964-1993



Nota: contribuciones de los precios y los componentes regional y sectorial de la productividad al crecimiento medio anual de la renta relativa por empleo.

### 3.2. Estructura sectorial y convergencia regional

A partir de la descomposición que acabamos de construir, en este apartado analizaremos la contribución de los distintos componentes de la renta por empleo regional a la convergencia en esta variable, utilizando una extensión de algunas técnicas habituales en la literatura propuesta en de la Fuente (1996b, 1998).

Para describir la metodología que seguiremos, resulta conveniente reescribir la ecuación [15] en la forma

$$\Delta y_{rt} = \sum_k \Delta z_{krt} \quad [15']$$

donde  $z_k$  ( $= p, r, e, s$ ) es el  $k$ -ésimo componente de la renta por empleo relativa y  $\Delta z_k$  su tasa de crecimiento. Partiendo de esta expresión, nuestro objetivo es el de cuantificar la contribución de cada uno de los componentes  $z_k$  a la convergencia beta y sigma regional en renta por empleo<sup>6</sup>.

Con este fin, realizaremos dos ejercicios complementarios. El primero de ellos consiste en estimar una serie de *ecuaciones parciales de convergencia* (una para cada componente de la renta per cápita). En cada caso, efectuaremos una regresión de la tasa de crecimiento relativa del componente de interés sobre el nivel inicial de renta por empleo relativa con datos de corte transversal utilizando promedios sobre el período de interés,

$$\Delta z_{kr} = \alpha_k - \beta_k y_{r0}. \quad [16]$$

Obsérvese que la variable a explicar en esta regresión es igual a la contribución del factor considerado al crecimiento de la renta por empleo relativa. Por tanto, el coeficiente  $\beta_k$  indicará la velocidad media de convergencia de la renta relativa en un escenario hipotético en el que cada una de las regiones mantiene su posición relativa en términos de todos los componentes de la renta excepto por el factor  $z_k$ . Es fácil comprobar, además, que la suma de las tasas de convergencia parcial ha de ser igual a la tasa de convergencia “total” (no condicionada) en renta per cápita, esto es, que

$$\sum_k \beta_k = \beta,$$

lo que nos permite decir con propiedad que una fracción dada de la convergencia observada es atribuible a cada uno de los componentes.

El segundo ejercicio intenta cuantificar las contribuciones de los distintos componentes de la renta a la convergencia sigma, esto es, a la reducción de las disparidades regionales en niveles medios de renta por empleo. El primer paso

---

(6) Decimos que existe convergencia sigma en renta per cápita o productividad en una muestra determinada cuando la dispersión de esta variable se reduce con el paso del tiempo, y convergencia beta cuando la correlación entre el valor inicial de la variable de interés y su tasa de crecimiento subsiguiente es negativa. Para más detalles, véase por ejemplo Sala i Martín (1994) o de la Fuente (1996a).

consiste en aplicar al nivel inicial de renta relativa ( $y_{ro}$ ) la tasa de crecimiento inducida por cada uno de sus componentes por separado, con el fin de calcular el nivel de renta que se habría observado al final del período si todos los demás componentes hubiesen permanecido constantes. Este nivel de renta hipotético inducido por el factor  $z_k$  vendría dado por

$$y^k_{rT} = y_{ro} + \Delta z_{kr} T \tag{17}$$

donde T es la duración en años del período muestral. Una vez hecho esto para cada región, podemos calcular la dispersión de la hipotética distribución final de las rentas per cápita relativas y compararla con el nivel de desigualdad existente al comienzo del período. La diferencia porcentual entre estas dos variables,

$$\Delta\sigma_k = \frac{desv.est.(y^k_{rT}) - desv.est.(y_{ro})}{desv.est.(y_{ro})}, \tag{18}$$

mediría la contribución del componente  $z_k$  a la reducción de la desigualdad en renta por empleo.

El cuadro 1 resume los resultados de ambos ejercicios. Sus tres primeras columnas muestran los valores iniciales y finales (observados e hipotéticos) de la desviación estándar de la renta por empleo relativa y la reducción porcentual de este indicador durante el período 1964-93. La primera fila del cuadro muestra los valores observados de estas variables. En el resto de las filas, se recoge una estimación de la contribución de cada uno de los componentes de la tasa de crecimiento a la convergencia “total” en renta por empleo. En cada caso, el nivel de dispersión de la renta per cápita en 1993 es el correspondiente a un escenario hipotético en el que la variación en la renta relativa de cada región sería tan sólo la inducida por cada uno de los componentes por separado, y se obtiene aplicando la

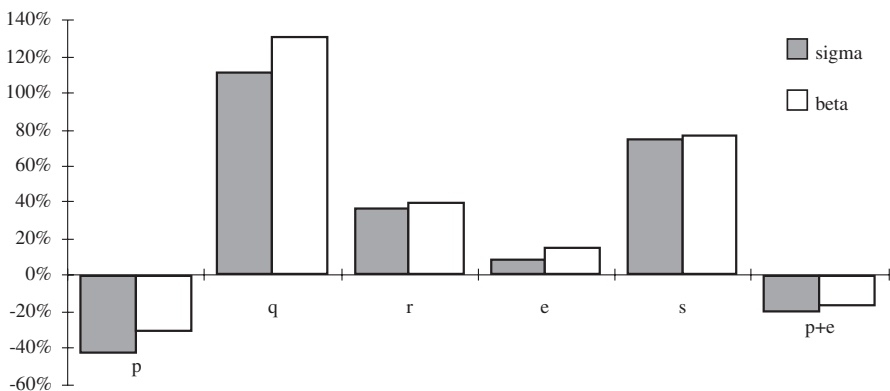
Cuadro 1: FUENTES DE LA CONVERGENCIA BETA Y SIGMA  
CONVERGENCIA TOTAL Y PARCIAL EN RENTA POR EMPLEO RELATIVA, 1964-93

	Desv. estándar renta relativa			Ec. de convergencia beta n.c.		
	1964	1993	%Δ	β	(t)	R <sup>2</sup>
<i>Observado</i>	0,232	0,111	-52,11%	0,01905	(12,54)	0,9129
<i>Inducido por:</i>						
<i>p</i>	0,232	0,284	22,01%	-0,0057	(1,79)	0,1761
<i>q</i>	0,232	0,098	-57,76%	0,0248	(8,84)	0,8389
<i>r</i>	0,232	0,189	-18,83%	0,0076	(3,79)	0,4894
<i>e</i>	0,232	0,223	-3,94%	0,0027	(1,12)	0,0773
<i>s</i>	0,232	0,142	-38,84%	0,0145	(8,32)	0,8219
<i>p + e</i>	0,232	0,256	10,03%	-0,0030	(2,10)	0,2265

ecuación [17] a cada componente  $k$  y luego calculando la desviación estándar de la renta hipotética resultante,  $y_{rT}^k$ . La reducción de la desigualdad con respecto al valor observado en 1964, por tanto, mediría la contribución de cada uno de los factores analizados a la convergencia sigma en renta per cápita. El resto de las columnas del cuadro resumen los resultados de una serie de regresiones parciales de convergencia en las que la variable a explicar es la tasa de crecimiento de la renta relativa inducido por cada uno de los componentes y la variable explicativa el nivel inicial de renta relativa por empleo. El coeficiente estimado mediría por tanto la tasa de convergencia beta en renta per cápita inducida por cada uno de los componentes de la tasa de crecimiento por separado.

A modo de resumen, el gráfico 8 muestra las contribuciones porcentuales de los factores considerados a las tasas “totales” de convergencia sigma y beta entre regiones. Cabe destacar, en primer lugar, que la convergencia en productividad ha sido más intensa que la convergencia en renta, o lo que es lo mismo que, como adelantábamos en el apartado anterior, la evolución de los precios sectoriales ha tenido un impacto adverso sobre la evolución de las disparidades regionales, reduciendo la tasa de convergencia en más de una cuarta parte. La evolución del resto de los componentes, por contra, contribuye a la convergencia en renta por empleo. El factor más importante en este sentido es el que recoge el efecto del cambio en la estructura sectorial ( $s$ ), con una tasa de convergencia beta parcial del 1,45% que representa casi tres cuartas partes del total. El segundo componente en importancia es el regional ( $r$ ), que aporta un 0,76% a la tasa de convergencia beta. Finalmente, el término de especialización sectorial ( $e$ ) aporta menos de tres décimas de punto a la tasa de convergencia. El impacto neto de los dos efectos asociados al patrón de especialización regional ( $p+e$ ) es por tanto levemente divergente, reduciendo la tasa de convergencia beta en tres décimas de punto. En términos generales, el patrón es similar si consideramos las contribuciones de los diversos componentes a la convergencia sigma.

Gráfico 8: COMPONENTES DE LAS TASAS DE CONVERGENCIA SIGMA Y BETA



#### 4. CONCLUSIÓN

En las últimas décadas, la estructura sectorial de la economía española ha experimentado una profunda transformación. En este trabajo hemos examinado los principales rasgos de este proceso a nivel agregado y explorado sus implicaciones para la dinámica de la distribución regional de la renta combinando una descomposición de tipo *shift-share* de la renta por empleo con algunas extensiones de las técnicas habituales para el análisis de la convergencia sigma y beta.

Nuestros resultados confirman la importancia del cambio estructural, y en particular de la expulsión de mano de obra agrícola hacia sectores más productivos, como mecanismo de convergencia. También hemos identificado un segundo factor de tipo sectorial cuyo efecto, aunque más débil, actúa en sentido contrario. Este factor está asociado con la persistencia de los patrones de especialización regional y con la evolución de los precios y productividades relativas de los distintos sectores. Pese al rápido incremento de la productividad agraria, el acusado descenso de los precios agrícolas relativos ha tendido a reducir la renta media por empleo en las regiones especializadas en este sector, mientras que las comunidades especializadas en servicios experimentaban un efecto opuesto que ha contribuido apreciablemente al crecimiento de su renta por empleo.

Estas conclusiones apuntan sobre todo a la necesidad de añadir una dimensión sectorial a los análisis empíricos de los determinantes del crecimiento y la convergencia. Esto sugiere diversas líneas de investigación en las que ya hemos comenzado a trabajar. Una primera cuestión a analizar, sobre la que ya existen algunos trabajos en la literatura<sup>7</sup>, tiene que ver con los determinantes del crecimiento de la productividad a nivel sectorial. La estimación de funciones de producción sectoriales debería en principio permitir un análisis más detallado de las fuentes del crecimiento en el que sería posible cuantificar la contribución de la reasignación de recursos entre sectores de manera más precisa de lo que hemos hecho en esta nota. Otro tema interesante es el de los determinantes de la evolución de los precios sectoriales, lo que nos llevaría a incorporar al análisis factores de demanda que han sido ignorados en la mayor parte de los trabajos recientes sobre crecimiento regional. Finalmente, parece necesario avanzar en la construcción y estimación de modelos en los que la estructura sectorial se determine de manera endógena, combinando así la teoría del comercio con los modelos de crecimiento habituales en la literatura.



#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alcaide, J., J.R. Cuadrado y E. Fuentes (1990): "El desarrollo económico español y la España desigual de las autonomías", *Papeles de Economía Española* 45, págs. 2-61.
- Banco Bilbao-Vizcaya (antes Banco de Bilbao, varios años). *Renta nacional de España y su distribución provincial*. Madrid y Bilbao.

---

(7) Véase por ejemplo Serrano (1998).



- Correa, M.D. y S. Manluquer (1998): *Efectos regionales del presupuesto europeo en España*. Institut d'Estudis Autonòmics, Barcelona.
- de la Fuente, A. (1996a): "Convergencia y otras historias: economía regional desde una perspectiva neoclásica". *Revista de Economía Aplicada* IV(10), págs. 5-64.
- de la Fuente, A. (1996b): "On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions". CEPR Discussion Paper N.º 1543.
- de la Fuente, A. (1998): "Algunas técnicas para el análisis de la convergencia con una aplicación a las regiones españolas". UAB-IAE PT. 62.98, Barcelona.
- Escribá, J. y M.J. Murgui (1998): "Tecnología, cambio estructural y convergencia en las regiones españolas, 1980-93". Mimeo, Universidad de Valencia. (De próxima publicación en *Revista de Economía Aplicada*).
- Gardeazabal, J. (1996): "Provincial income distribution dynamics: Spain 1967-91". *Investigaciones Económicas* XX(2), págs. 263-69.
- Quah, D. (1993): "Empirical cross-section dynamics in economic growth". *European Economic Review* 37, págs. 426-34.
- 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* 59, págs. 37-58.
- Sala-i-Martin, X. (1994): "La riqueza de las regiones. Evidencia y teorías sobre crecimiento regional y convergencia". *Moneda y Crédito* 198, págs. 13-80.
- Serrano, L. (1998): "Capital humano, estructura sectorial y crecimiento en las regiones españolas". IVIE, WP EC 98-04.

*Fecha de recepción del original: junio, 1999*

*Versión final: marzo, 2000*

#### ABSTRACT

In this note we analyze the mechanisms through which the sectoral structure of employment affects the growth of regional income and the evolution of its distribution. In particular, we draw the distinction between a sectoral specialization effect, that influences growth through a price and a productivity channel, and a structural change effect that captures the impact of the reallocation of resources across sectors. To quantify the impact of these factors, and also to separate them from a "pure" regional effect, we use a simple convergence accounting framework that makes use of a shift-share decomposition of an indicator of relative regional income.

*Key words:* regional convergence, sectoral structure.

*JEL Classification:* O40, R11.