

«Sobre convergencia y cambio estructural. Un apunte para las regiones españolas»

272

El objetivo de este trabajo es analizar la convergencia condicionada de la renta regional en España y los factores determinantes de los diferentes estados estacionarios. Para ello se utiliza la técnica de datos de panel con las cifras publicados por la Fundación BBV (1955-1997). En el caso de la productividad, se sigue una descomposición *shift-share* para separar los efectos regional, especialización y cambio estructural. Los resultados muestran la existencia de convergencia condicionada entre las regiones españolas. El abanico de estados estacionarios obtenidos es explicado, atendiendo a la dotación factorial, por el capital privado y el capital humano, mostrando el capital público su significatividad solamente con posterioridad a 1985. En cuanto a los componentes de la renta regional, es la productividad la que determina los estados estacionarios regionales, siendo el cambio estructural su elemento definitorio durante la etapa de crecimiento 1955-1975. A partir de la crisis económica de los setenta, el cambio estructural va cediendo su protagonismo al componente regional.

Idazlan honen helburua Espainiako eskualde errentaren baldintzapeko bateratasuna eta egoera geldikor ezberdinak zehazten dituzten faktoreak aztertzea da. Horretarako, panel datuen teknika eta BBV Fundazioak 1955-1997 eperako argitaratu dituen zenbatekoak erabili dira. Ekoizkortasunari dagokionez, shift-share deskonposizio bat egin da, eskualde, espezializazio eta egitura aldaketa efektuak bereizteko. Emaitzek adierazten dute badagoela baldintzapeko bateratasuna Espainiako eskualdeen artean. Lortu diren egoera geldikor ezberdinen multzoa, faktoreen zuzkiduraren arabera, kapital pribatuak eta giza kapitalak azaltzen dute. Kapital publikoak, berriz, 1985. urtetik aurrera bakarrik izan du garrantzia. Eskualde errentaren osagaiei dagokionez, ekoizkortasuna da eskualdeen egoera geldikorrek zehazten dituen eta egiturazko aldaketa da 1955-1975 urtealdiko hazkunde etapan berauek definitu dituen elementua. Hirurogeita hamarretako krisi ekonomikoaren ostean, egiturazko aldaketak protagonismoa utzi zion eskualde osagaiari.

The aim of this work is to analyze the conditional convergence of regional income in Spain and the decisive factors of different stationary states. For that, it is utilized panel data technique using information published by «Fundación BBV (1955-1997)». For the productivity, it is followed the *shift-share* decomposition to separate the regional, specialization and structural change effects. The results show the existence of conditional convergence between spanish regions. The spectrum of stationary states obtained is explained, in order to factorial endowment, by the private capital and the human capital. The public capital is only significative after 1985. As for the regional income components, it is the productivity the determinant of regional stationary states. The structural change is the decisive element for the growing period, 1955-1975. After economic crisis of seventies, the structural change is giving up its protagonism to regional effects.

ÍNDICE

1. Introducción
 2. Crecimiento y convergencia: una breve revisión
 3. Análisis de los estados estacionarios regionales en los componentes del *output*
 4. Los componentes sectoriales de la productividad
 5. Conclusiones
- Referencias bibliográficas

Palabras clave: Convergencia, cambio estructural, productividad, especialización, desarrollo regional, datos de panel.
Clasificación JEL: 040, R11.

1. INTRODUCCIÓN

La literatura sobre crecimiento económico y convergencia en niveles de renta per cápita ha proliferado en las últimas décadas. Sin embargo, la abundante teoría y los estudios empíricos que ha generado la misma no han supuesto precisamente la unanimidad en la explicación de las causas y consecuencias del crecimiento.

Este trabajo trata de aproximarse a los determinantes de la convergencia regional en España, si es que ésta se produce y, en caso afirmativo, si es absoluta o condicionada, analizando la evolución de la productividad y la estructura sectorial como elemento generador de la misma. A diferencia de trabajos precedentes, se profundiza aquí en tres aspectos: las variables determinantes de los estados estacionarios regionales, un análisis desa-

gregado de la productividad en sus tres componentes (regional, especialización y cambio estructural), así como una periodificación, según los ciclos que ha experimentado la economía española, con el fin de detectar cuál de dichos componentes ha sido protagonista en cada período.

Para cumplir este objetivo, se utilizan las cifras proporcionadas por la Fundación Banco Bilbao Vizcaya (1999), quedando el trabajo estructurado de la siguiente forma: en primer lugar, se lleva a cabo una revisión de la literatura más relevante sobre crecimiento y convergencia, así como de las técnicas más utilizadas para su contrastación empírica. En segundo término, se realiza un análisis, introduciendo variables ficticias en datos de panel, de los diferentes estados estacionarios regionales del *output per cápita* y de sus componentes (precios, tasa de empleo y productividad). Como tercer

apartado, se estudia la contribución de cada uno de sus componentes a la convergencia beta del *output per cápita*, así como los factores determinantes de los diferentes estados estacionarios. En el caso de la productividad, a su vez, se hace uso de la técnica *shift-share* para desagregar dicha magnitud en sus elementos regional, especialización y cambio estructural, con el fin de determinar, a través de hipótesis sobre la composición de empleo por sectores, en qué medida el trasvase de recursos entre ellos ha contribuido a la convergencia regional. Finalmente, se sintetizan las conclusiones más relevantes.

2. CRECIMIENTO Y CONVERGENCIA: UNA BREVE REVISIÓN

Los economistas de inspiración keynesiana, como Kaldor (1975), entre otros, centran su atención durante los años sesenta y setenta en el lado de la demanda para explicar el crecimiento económico, buscando políticas regionales activas de gasto público para estimular económicamente a las regiones de menor crecimiento. Los últimos años ochenta vieron como se desplazaba el interés de los economistas desde el ciclo económico hacia el crecimiento a largo plazo. Por un lado, porque importa más la tendencia que el ciclo y, por otro, por la creciente insatisfacción con las predicciones del modelo neoclásico tradicional de Solow (1956). Un supuesto central de este modelo es que la relación entre los *stocks* de factores productivos y el producto nacional se puede aproximar mediante una función de producción agregada, que presenta rendimientos constantes a escala en capital físico y trabajo y, por tanto,

rendimientos decrecientes en el capital¹. En ausencia de progreso técnico, este supuesto implica que la productividad marginal del capital disminuirá con el *stock* acumulado, reduciendo el incentivo a ahorrar y el ritmo de crecimiento. El modelo predice la convergencia en rentas *per cápita*, puesto que los países o las regiones más pobres tendrán un mayor incentivo a ahorrar y una tasa de crecimiento más elevada, por lo que crecerán más rápidamente que los ricos.

La convergencia sigue prediciéndose en las extensiones del modelo neoclásico tradicional de Abramovitz (1979) mediante el efecto *catch-up* o acercamiento tecnológico, donde se introduce el progreso técnico de forma exógena al suponer que todos los países o regiones tienen acceso a los mismos conocimientos técnicos. De acuerdo con este supuesto, los menos desarrollados pueden imitar a bajo coste las tecnologías más avanzadas y alcanzar a las regiones más ricas. Sin embargo, las demostraciones empíricas no mostraban tales predicciones: la desigualdad aumentaba con el tiempo, por lo que la búsqueda de alternativas a la explicación tradicional ha dado lugar a los modelos de crecimiento endógeno de Romer (1986) y Lucas (1988). Las predicciones de estos modelos son opuestas a las anteriores, especialmente a muy largo plazo. En primer lugar, si el rendimiento de la inversión es una función creciente del *stock* de capital, el crecimiento de las regiones ricas será mayor, distanciándose de las regiones pobres y, en segundo lugar, mientras que para el modelo

¹ Véase De la Fuente (1996, 1998) para un panorama sobre los modelos de crecimiento neoclásico y sus relaciones con la economía regional.

neoclásico tradicional no es necesaria la política regional, los modelos de crecimiento endógeno postulan la intervención pública debido a la existencia de externalidades.

No obstante lo anterior, las diferencias entre ambos grupos de teorías no son tan grandes, excepto a muy largo plazo, puesto que la convergencia que modelizan los primeros no es normalmente absoluta, sino condicionada; esto es, los países o regiones pobres sólo crecerán más deprisa que las ricas bajo determinadas condiciones. Así, en el modelo neoclásico convencional, los niveles de renta a largo plazo son una función de las tasas de inversión y del crecimiento de la población, que pueden diferir entre países o regiones. En el modelo de *catch-up*, el crecimiento rápido dependerá de la capacidad para asimilar tecnologías foráneas y esto, a su vez, del nivel educativo de la mano de obra, así como de un entorno institucional que favorezca la inversión. En este sentido, cada país o región tiende a aproximarse a un nivel estacionario de renta relativa, lo que es compatible con un aumento transitorio de la desigualdad.

Por consiguiente, para discriminar entre ambas teorías (modelo neoclásico y crecimiento endógeno), en ausencia de series muy largas, se requiere algo más que un examen de la dispersión del producto *per cápita* [convergencia en la terminología de Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992)]. Es necesario también analizar el signo de la relación entre la tasa de crecimiento y el nivel de renta inicial [convergencia absoluta]. Sin embargo, si las diferencias entre regiones o países son elevadas en cuanto a estructura institucional, clima político y social, política económica, nivel educativo o nivel de desarrollo

económico (diferencias que normalmente serán más acusadas entre países que entre regiones de un mismo país), es preciso controlar dicha relación mediante otras variables relevantes [convergencia condicionada]. En este caso, cada territorio converge a su propio estado estacionario y éstos serán distintos si los territorios difieren entre sí en términos de esas características fundamentales².

La existencia o no de convergencia () se ha estimado, normalmente, a través de la siguiente ecuación, siguiendo a Barro y Sala-i-Martin (1995):

$$(1/T) \log (y_{it} / y_{i,t-T}) = a - [\log (y_{i,t-T})] + X_{i,t-T} + e_{i,t-T}$$

donde (T) es la longitud del periodo en estudio, mientras que (y) es la renta *per cápita* de la región (i) al principio (t - T) y al final (t) de dicho período. Las variables adicionales que determinan el estado estacionario propio de cada región (i) son recogidas por el vector (X), que trata de captar aspectos tales como distintos niveles educativos, tasas de inversión o índices de estabilidad política y social, y todas ellas deben ser exógenas, esto es, no determinadas por el crecimiento regional, si no se quieren tener problemas de endogeneidad. Con esta ecuación, existe convergencia condicionada cuando está entre cero y uno (cada economía converge a su propio estado estacionario) y convergencia absoluta cuando, además, el vector X es el mismo para todos los territorios (las economías convergen al mismo nivel de renta *per cápita*).

² En Temple (1999) se puede ver una revisión de la evidencia disponible en los últimos años.

Las tres nociones de convergencia están relacionadas pero no son equivalentes. La existencia de algún tipo de convergencia es condición necesaria pero no suficiente para la convergencia (un valor positivo de β es compatible tanto con un aumento como con una disminución de β , dependiendo de si su valor inicial es mayor o menor que su nivel estacionario). Por otra parte, los dos tipos de convergencia presentan consideraciones distintas en cuanto a la política regional: la convergencia absoluta implica una tendencia a la igualación de las rentas *per cápita* entre regiones, por lo que si existen *shocks* adversos éstos serán transitorios. De acuerdo con De la Fuente (1996), en esta situación las políticas tradicionales de fomento del desarrollo sólo se justifican para eliminar lo más rápidamente posible las diferencias iniciales en niveles de renta, y lo más adecuado sería una política regional orientada a aliviar los efectos de los *shocks* adversos, funcionando como un mecanismo de reparto de riesgos. En cambio, si la convergencia es condicional, cada territorio converge a su propio estado estacionario y éstos pueden ser muy distintos entre sí, persistiendo las posiciones relativas de los mismos, por lo que resultaría necesaria una política regional orientada a corregir los factores responsables de las diferencias de renta a largo plazo.

Con un modelo neoclásico de crecimiento, muchos trabajos, Barro y Sala-i-Martin (1995) entre los destacados, estiman una ecuación de convergencia con diferentes muestras nacionales y regionales. Encuentran una clara evidencia de convergencia (una correlación parcial negativa entre el ingreso inicial *per cápita* y subsecuentes crecimientos), aunque a un

nivel bajo (2% anual). Sin embargo, existe una importante diferencia entre los resultados nacionales y los regionales: la convergencia entre países sólo emerge cuando se controla por variables como el nivel de educación, inversión e índices de estabilidad política, mientras que la convergencia regional se produce sin la necesidad de variables adicionales. Por tanto, los autores interpretan sus resultados como evidencia de la convergencia condicional entre países y absoluta entre regiones (al menos dentro de los países industrializados). Si la convergencia fuera, en efecto, absoluta, la política de desarrollo regional sería innecesaria a largo plazo aunque, como es muy lenta, la intervención pública se justifica para acelerar la convergencia. Sin embargo, el hecho de que la velocidad de convergencia sea muy similar entre países y regiones donde se utilizan políticas públicas muy diferentes, sugiere que éstas juegan un escaso papel en el proceso de convergencia regional.

Una objeción potencial a la conclusión de convergencia regional absoluta y lenta es que, en la mayoría de estos estudios, la convergencia absoluta se acerca más a un supuesto que a una hipótesis contrastada. La explicación se encuentra en la creencia de que las economías regionales son iguales en términos de sus variables fundamentales. De hecho, ésta es, probablemente, la razón de que muchos investigadores utilicen muestras regionales para discriminar entre modelos de crecimiento, según indica De la Fuente (1998), ya que al trabajar con datos regionales se mantiene constante un conjunto de factores difíciles de controlar con datos de países. Con ello, este tipo de estudios no ha contrastado el supuesto

de convergencia absoluta incluyendo una ecuación suficientemente rica de variables condicionales que puedan capturar las diferencias regionales de estados estacionarios.

La metodología utilizada para contrastar los modelos de convergencia y crecimiento ha seguido cuatro direcciones, con abundantes trabajos en cada una de ellas. En primer lugar, se propone enriquecer el conjunto de variables de control como determinantes de la renta del estado estacionario, siguiendo y ampliando la propuesta de Mankiw, Romer y Weil (1992), incluyendo ratios de inversión (o *stocks*) de capital físico, humano, infraestructuras y capital tecnológico. Asimismo, se introducen variables que se aproximen a la estructura sectorial, indicadores geográficos o *dummies* para subgrupos de regiones. Algunos de estos trabajos muestran evidencia de la existencia de «clubes de convergencia» y cambios importantes en la trayectoria de convergencia a lo largo del tiempo³.

En segundo lugar, una línea prometedora consiste en utilizar técnicas de panel de datos para controlar las características inobservables que conforman las diferencias interregionales en sus estados estacionarios. Cuando se incluyen diferencias regionales, los estudios muestran un fuerte rechazo a la hipótesis de convergencia regional absoluta. Los resultados de Raymond y García (1994), Marcet (1994) o De la Fuente (1996, 1998), entre otros, constituyen una crítica a los trabajos de Barro y Sala-i-Martin, al

obtener una convergencia regional muy rápida y solamente condicional. Para ello, introducen variables ficticias regionales que capturen las posibles diferencias en niveles de renta a largo plazo, construyendo un modelo de datos de panel con efectos fijos. La conclusión es que la velocidad de la convergencia regional es muy superior (con un abanico muy amplio de resultados desde el 10% hasta superar en algunos estudios el 25% anual) y se rechaza la hipótesis de que el estado estacionario sea el mismo en todos los casos⁴. A pesar de sus ventajas frente al modelo tradicional, la técnica de datos de panel tiene algunas limitaciones. Por un lado, las fluctuaciones en el corto plazo pueden impedir captar las verdaderas relaciones en el largo plazo. Por otro, algunos estimadores de panel para la convergencia están sujetos a un sesgo al alza en muestras cortas. Todo ello lleva a utilizar esta técnica con sumo cuidado y a abrir otras vías que corroboren los resultados.

Una tercera línea de trabajo para el análisis de la convergencia consiste en utilizar series temporales, en vez de sección cruzada, mediante la técnica de la cointegración. Esta técnica se emplea para superar otras deficiencias del modelo neoclásico convencional, ya reseñadas por Quah (1993) y Bernard y Durlauf (1996). Por una parte, la denominada «falacia de Galton», por la cual se argumenta que, en una sección cruzada, la presencia de una relación negativa entre el nivel de renta inicial y su tasa de crecimiento es

³ Véase, entre ellos, Dolado y otros (1994) y Mas y otros (1995) para las provincias españolas, y Faberberg y Verspagen (1996) para varias muestras de regiones europeas.

⁴ En una línea similar se enmarcan los trabajos de Islam (1995), Durlauf y Johnson (1995), Caselli, Esquivel y Lefort (1996), Lee, Pesaran y Smith (1996), y Evans (1997), entre los más relevantes.

perfectamente compatible con la ausencia de convergencia (ya sea condicionada o absoluta). Por otra, su pretensión de explicar el comportamiento de la distribución de corte transversal mediante el uso de solamente dos estadísticos (α y β).

Esta metodología de cointegración implica que la convergencia entre dos economías tiene lugar cuando la relación existente entre las series de renta de las mismas es estacionaria y las diferencias entre el líder y los países o regiones que parten de un nivel inferior tienen carácter transitorio. Para ello, adopta dos nuevos tipos de convergencia: por un lado, el *catching up*, que se relaciona con la tendencia a la disminución, en el transcurso del tiempo, de la brecha existente entre las series consideradas, pero con la persistencia de distintos estados estacionarios (la condición suficiente para que se produzca es la existencia de cointegración estocástica). Por otro lado, la convergencia a largo plazo, que supone la desaparición con el tiempo de las diferencias en renta y, por tanto, representa una versión más estricta de convergencia (la condición suficiente reside en la existencia de cointegración, no sólo estocástica, sino también determinística).

No obstante sus ventajas, el análisis de series temporales también presenta limitaciones. Por una parte, la restricción que supone imponer al modelo seguir una misma tendencia a lo largo del extenso periodo temporal objeto de estudio. Por otra, los conceptos de convergencia definidos no son estrictamente comparables con otros modelos de crecimiento alternativos. Además, en sección cruzada, se supone que las economías analizadas están lejos del estado estacionario mientras que, en series temporales, se requiere

que se encuentren cerca de su equilibrio a largo plazo, por lo que sus resultados no son válidos si los datos corresponden a una situación de transición hacia el equilibrio. Los trabajos empíricos utilizando series temporales han rechazado la convergencia a largo plazo para diferentes países, aunque la han aceptado para regiones dentro de un mismo país⁵.

Finalmente, una cuarta línea de trabajo representada en Quah (1993, 1997), consiste en analizar la evolución en cada momento de la distribución de corte transversal sin realizar suposición alguna sobre la naturaleza del proceso de convergencia. Su argumentación parte de aceptar el concepto de convergencia β , pero poniendo en tela de juicio el de la convergencia α . Lo importante en este caso es conocer qué le sucede al conjunto de la distribución de la sección cruzada de las economías, no si un país o región particular tiende hacia su propio estado estacionario. Esta alternativa, conocida como «campos aleatorios» en teoría de la probabilidad, tiene su herramienta más utilizada en las cadenas de Markov de distribución dinámica. Se estima una matriz de probabilidades de transición de las rentas regionales o nacionales hacia la futura distribución de ingresos, lo cual permite estudiar la dinámica de transición paso a paso, la distribución a la que tiende el sistema a largo plazo y la velocidad a la que se alcanza el estado estacionario. Aunque los resultados dependen de la muestra, en general no apoyan la hipótesis de convergencia

⁵ Para regiones, véase, entre otros, Carlino y Mills (1993). Para países, Bernard y Durlauf (1996) y, asimismo, Pallardó y Esteve (1997) para los quince miembros de la UE en el periodo 1950-1992.

absoluta. De hecho, se detectan procesos opuestos a la convergencia, como la estratificación o la polarización⁶. La dinámica evolutiva aplicada a España, se inclinaría por apoyar la convergencia condicionada (ya destacada en estudios alternativos), donde cada región se aproxima a su estado estacionario y a resaltar que el margen de convergencia se está agotando por la dificultad de las regiones atrasadas en alcanzar a las más desarrolladas⁷.

Los resultados de las cuatro líneas de trabajo expuestas pueden resumirse en la falta de convergencia absoluta entre los niveles de renta y la persistencia de desigualdades, junto a la existencia de convergencia condicional. Ello refuerza los argumentos para llevar a cabo políticas regionales encaminadas a reducir las disparidades de renta entre territorios, actuando sobre las variables que determinan el estado estacionario. Tal actuación llevará a un mayor producto *per cápita*

del estado estacionario y a una mayor tasa de crecimiento durante la transición.

Además, ninguna línea de trabajo ofrece resultados concluyentes y robustos sobre los determinantes de la convergencia o divergencia. Por tanto, además de continuar avanzando en cuanto a las técnicas utilizadas, se están abriendo otras vías para identificar aquellos factores relevantes que ayuden a explicar la convergencia. Entre dichos factores, además de los tradicionales (existencia de rendimientos decrecientes y difusión internacional o regional de la tecnología), se está dando cada vez más importancia a otros como los flujos migratorios⁸, la localización geográfica⁹ y la evolución de la composición sectorial del empleo con sus efectos sobre la productividad, aspecto este último en el que nos vamos a centrar en este trabajo.

La reasignación de recursos entre sectores, sobre todo el trasvase de mano de obra desde la agricultura hacia sectores con productividades más elevadas, ha sido más intenso en las regiones pobres, contribuyendo a la convergencia regional. En este sentido, De la Fuente (1996) cuantifica que la mitad de la convergencia observada en España entre 1955 y 1991 se debe a factores sectoriales. Por otra parte, la desagregación sectorial es importante en sí misma, puesto que las grandes diferencias observadas entre las tasas de convergencia de las productividades sectoriales sugiere que las funciones de producción sectoriales son

⁶ Entre otros estudios, Magrini (1999) concluye que el proceso de crecimiento económico en las 122 principales regiones urbanas europeas durante los ochenta estuvo caracterizado por la divergencia. A una conclusión similar llegan López-Bazo y otros (1999) cuando afirman que, a pesar de la igualación de la productividad del trabajo, en las regiones europeas persiste una cierta polarización en dos clubes de niveles de bienestar. En cuanto las regiones españolas, se observa asimismo cierta estratificación que viene determinada por la situación de partida, como se analiza en Pérez (2000).

⁷ A pesar de su alta aceptación y el gran número de trabajos publicados con esta técnica de cadenas de Markov, también se alzan voces críticas, como en De la Fuente (1997). Para este autor, estas técnicas son un buen complemento para el resto de análisis econométricos, pero constituyen mecanismos puramente descriptivos. Es útil encontrar patrones de tendencias y regularidades pero, por su naturaleza, no pueden dar ninguna información acerca de las fuerzas que conforman el proceso de convergencia, ni siquiera una simple contabilidad del crecimiento.

⁸ Entre otros estudios, aquí se encuadrarían los trabajos de Raymond y García (1996), Antolín y Bo-ver (1997) o De la Fuente (1999).

⁹ En este contexto se encontraría el proceso de inversión regional de Suárez-Villa y Cuadrado-Roura (1993) o el trabajo de López-Bazo y otros (1999).

distintas entre sí, algo que se esconde tras un agregado.

Por consiguiente, un análisis más profundo de la convergencia regional necesita de modelos que incorporen factores sectoriales y, en particular, que analicen de forma conjunta la evolución de la productividad y la estructura sectorial. En este marco, es posible introducir consideraciones de ventaja comparativa regional (basada en dotaciones de factores fijos o en la experiencia acumulada en sectores productivos) o el papel de las externalidades tanto intra como intersectoriales. Las implicaciones para la política regional pueden ser importantes, puesto que si la estructura sectorial es un factor determinante del crecimiento, se puede justificar una intervención pública que dirija la inversión en cada región hacia sectores de alto valor añadido.

Como se ha visto en este rápido repaso de los modelos de convergencia, el pesimismo acerca de la política regional de los primeros modelos de crecimiento se ha tornado en una cierta confianza en las posibilidades de las políticas de oferta para reducir la dispersión de la renta regional, sobre todo actuando en la acumulación de los factores capital humano e infraestructuras y descendiendo a una política regional que actúe sobre los sectores productivos para acelerar el proceso de la convergencia.

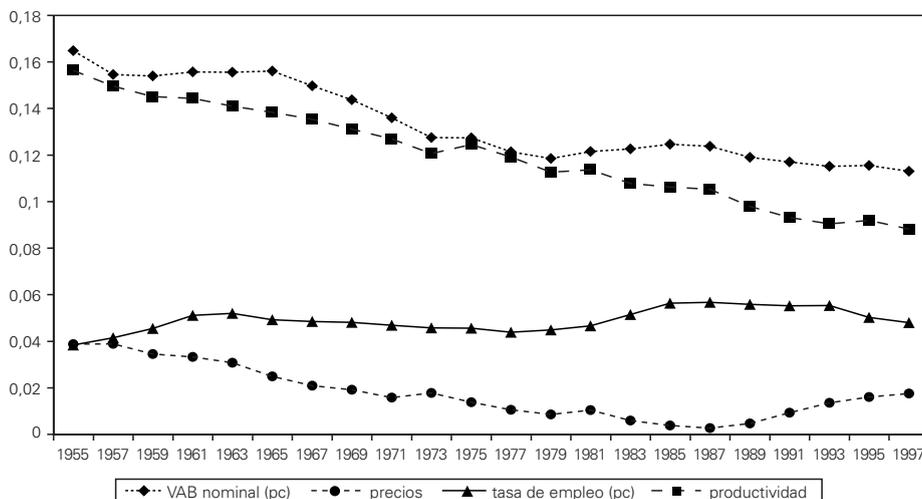
3. ANÁLISIS DE LOS ESTADOS ESTACIONARIOS REGIONALES EN LOS COMPONENTES DEL OUTPUT

Para analizar la convergencia regional en España se utiliza como variable el *output* nominal *per cápita* relativo [VAB nominal

(pc)] y sus componentes (precios, tasa de empleo y productividad) [$Y_{rt} = P_{rt} L_{rt} Q_{rt}$]. Una primera vía para medir la convergencia consiste en analizar la dispersión del VAB *per cápita* nominal entre las regiones españolas (sigma convergencia), observándose que ésta se ha reducido a lo largo de las últimas décadas (Gráfico 1).

La convergencia ha sido particularmente intensa durante los años sesenta y primeros setenta, período para el cual se puede argumentar que la citada reducción en la desigualdad ha sido el resultado de un efecto desplazamiento de la población desde las regiones más pobres hacia las más ricas en un contexto de crecimiento económico. A partir de los años setenta, aunque la convergencia ha seguido su curso, lo ha hecho a un ritmo mucho más lento, lo cual hace pensar a algunos autores que este proceso de acercamiento puede haberse detenido o está a punto de hacerlo; mientras, otros sostienen que los efectos de la crisis económica, unidos a los movimientos de población en sentido opuesto a los producidos durante los sesenta, han tenido por efecto esta ralentización del proceso de convergencia.

Si se atiende a los componentes de la renta *per cápita* (precios, tasa de empleo y productividad), se aprecia (Gráfico 1) que la productividad del trabajo ha experimentado un acercamiento permanente entre las regiones desde mediados de los cincuenta hasta la actualidad, tratándose de un proceso ciertamente más intenso que el experimentado por el VAB *per cápita* que, como se ha señalado, detuvo prácticamente su ritmo de convergencia desde mediados de los setenta. La causa se encuentra en el resto de componentes: la tasa de empleo experimentó un

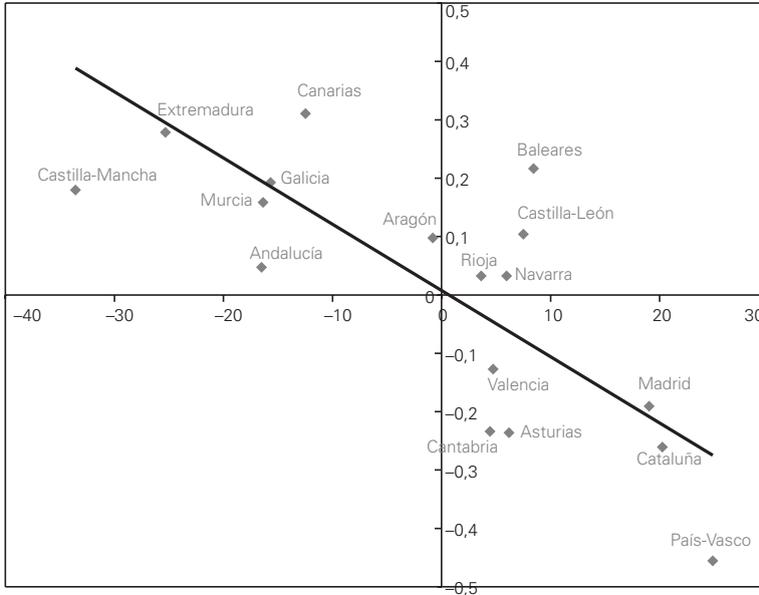
Gráfico n.º 1: **Convergencia en VAB nominal (pc), precios, tasa de empleo (pc) y productividad, 1955-1997**

lento proceso de convergencia hasta mediados de los setenta debido al efecto migratorio, pero éste se detuvo y cambió hacia la divergencia durante la crisis de los setenta y primeros ochenta, para iniciar una leve convergencia posterior, que se ha acentuado durante los noventa. Los precios, por su parte, han contribuido a acelerar la convergencia hasta mediados de los ochenta para frenarla a partir de esa fecha.

Una segunda vía para analizar el proceso de convergencia se efectúa mediante la denominada convergencia beta absoluta, donde la variable dependiente es la tasa promedio de incremento del VAB relativo durante todo el período estudiado, trata de comprobar si, efectivamente, las regiones o países con un nivel

de *output per cápita* inicial inferior a la media crecen en promedio a un ritmo superior, y viceversa. Ello se analiza mediante una ecuación de regresión de la tasa de crecimiento relativo sobre el nivel relativo de renta inicial, mostrando los resultados obtenidos (Gráfico 2) un coeficiente de regresión negativo, lo cual implica convergencia, y estadísticamente significativo. El valor de dicho coeficiente (-0,011) supone que las regiones acercan en promedio su renta per cápita hacia la media nacional a un lento ritmo del 1,1% anual o, lo que es lo mismo, la «región típica» elimina cada año un 1,1% del diferencial de renta con respecto al promedio, representando este dato una aproximación a la «velocidad de la convergencia» a la que evolucionarían todas y cada una de las regiones si estuvieran

Gráfico n.º 2: **Convergencia en VAB nominal (pc), 1955-1997**



La ecuación estimada es $Y = 0,00007 - 0,01134X + u$
 (-6,42)
 $R^2(\text{ajust.}) = 0,61$; $DW = 1,92$

alineadas justo a lo largo de la recta de regresión.

Ahora bien, si se incluyen variables ficticias regionales en un análisis de datos de panel, se puede estudiar la significatividad de un estado estacionario propio para cada región (convergencia condicionada), aunque dichas *dummies* no permiten identificar qué factores concretos determinan dichos estados estacionarios.

Siguiendo esta técnica, se puede observar (Cuadro 1) que la velocidad de convergencia en VAB nominal, tasa de empleo y productividad es mayor cuando se introducen las regiones de forma separa-

da (el valor de δ en la convergencia condicionada es mayor que en la no condicionada). Además, el valor del estadístico F indica que el modelo de convergencia condicionada es preferible al de convergencia absoluta¹⁰. Por otra parte, el test de Hausman toma valores lo suficientemente elevados como para indicar que estamos en presencia de efectos fijos antes que aleatorios; esto es, los diferentes estados estacionarios regionales pueden ser captados mediante diferencias en el término independiente, puesto que no se

¹⁰ $F(16,340)$ es superior al valor crítico [$F(15, \bullet)$ (0,05)] = 1,67.

Cuadro n.º 1: **Convergencia en VAB nominal, precios, tasa de empleo y productividad, 1955-1997**

	VAB nominal	Precios	Tasa de empleo	Productividad
No condicionada				
	-0,0107 (-5,07) ***	-0,0470 (-5,75) ***	-0,0016 (-0,32)	-0,0146 (-6,63) ***
R ² ajust.	0,0797	0,1356	-0,0023	0,1326
D.W.	1,4484	1,7481	1,1829	1,7302
Condicionada				
	-0,0358 (-4,70) ***	-0,0212 (-2,37) **	-0,0523 (-4,11) ***	-0,0350 (-4,44) ***
Andalucía	-0,0050 (-3,76) ***	0,0002 (0,57)	-0,0049 (-4,35) ***	-0,0015 (-1,89) *
Aragón	0,0016 (2,35) **	-0,0003 (-0,92)	0,0019 (2,88) **	0,0004 (0,62)
Asturias	-0,0023 (-2,67) ***	-0,0003 (-0,38)	-0,0004 (-0,59)	-0,0013 (-1,05)
Baleares	0,0067 (4,64) ***	0,0015 (1,98) **	0,0065 (4,29) ***	0,0006 (0,41)
Canarias	0,0013 (0,81)	0,0013 (2,08) **	-0,0011 (-0,96)	0,0009 (0,89)
Cantabria	-0,0016 (-1,83) *	-0,0006 (-1,38)	0,0002 (0,26)	-0,0010 (-1,53)
Castilla-León	0,0050 (4,32) ***	-0,0012 (-3,11) ***	-0,0022 (-2,53) **	0,0074 (5,95) ***
Castilla-La Mancha	-0,0093 (-3,63) ***	-0,0013 (-2,16) **	0,0002 (0,38)	-0,0082 (-2,84) ***
Cataluña	0,0019 (1,77) *	-0,0006 (-3,04) ***	0,0021 (3,01) ***	0,0009 (1,23)
Valencia	-0,0007 (-0,93)	-0,0002 (-1,11)	-0,0004 (-0,71)	0,0003 (0,53)
Extremadura	-0,0050 (-2,47) **	-0,0003 (-0,46)	-0,0039 (-3,11) ***	-0,0020 (-1,18)
Galicia	-0,0023 (-2,15) **	0,0002 (0,50)	0,0026 (2,24) **	-0,0040 (-2,24) **
La Rioja	0,0020 (2,16) **	-0,0012 (-2,14) **	0,0033 (3,59) ***	0,0006 (0,65)
Madrid	0,0029 (2,27) **	0,0021 (4,40) ***	0,0021 (2,53) **	-0,0007 (-0,59)
Murcia	-0,0020 (-1,79) *	-0,0002 (-0,37)	-0,0016 (-1,80) *	-0,0007 (-0,60)
Navarra	0,0026 (2,62) ***	-0,0006 (-1,04)	0,0019 (2,75) ***	0,0016 (1,93) *
País Vasco	-0,0001 (-0,07)	-0,0008 (-1,51)	-0,0005 (-0,72)	0,0011 (0,99)
R ² ajust.	0,2044	0,1815	0,0554	0,2338
D.W.	1,6415	1,9973	1,1862	1,9307
F _(16,340)	4,478	2,312	2,357	3,931
Hausman [$\chi^2_{(1)}$]	10,49	20,03	22,02	7,18

*** Significativo al 99%. ** Significativo al 95%. * Significativo al 90%.

rechaza la existencia de correlación entre los efectos individuales y la variable explicativa¹¹.

En consecuencia, resulta de interés analizar estos diferentes estados estacionarios en VAB nominal *per cápita* propios de cada región. Si se observan su signo y su significatividad estadística, así como sus valores (Cuadro 1), aparecen entre las primeras posiciones, regiones como Baleares y Madrid (con un alto componente de sector servicios en la composición de su *output*: turísticos y destinados a las empresas respectivamente) y otras, como las que integran el Valle Medio del Ebro (Navarra, Aragón y La Rioja), que han constituido un eje de expansión industrial con un importante dinamismo durante los años ochenta. Por otra parte, aparecen también de forma significativa, pero entre los últimos puestos, regiones con marcado carácter agrario, como Andalucía, Extremadura o Castilla La Mancha.

La literatura existente sobre convergencia condicionada en España no ha puesto excesivo énfasis en resaltar los factores determinantes que han conducido a este *ranking* de estados estacionarios, que diferencian a las regiones españolas en su dinámica de crecimiento a largo plazo. De acuerdo con los resultados obtenidos en este trabajo (Cuadro 2), figuran, entre dichos factores, el capital privado por ocupado y el capital humano, cuyos coeficientes resultan estadísticamente significativos para el conjunto del período estudiado, mientras que factores como el capital público por ocupado, el

ahorro *per cápita* o el incremento de la población, no contribuyen significativamente a dibujar el mapa de estados estacionarios regionales¹². Para profundizar en estos determinantes de la convergencia, se analiza no solamente el período 1955-1997 globalmente considerado, sino también a cada uno de los subperíodos que configuran, para la economía española, una etapa de crecimiento económico y cambio estructural hacia la industria (1955-1975), un período de crisis industrial y reconversión (1975-1985), y un tramo final de recuperación económica, sólo interrumpido por la crisis de los primeros noventa, con fuerte y definitivo protagonismo del sector servicios (1985-1997).

Conviene destacar, atendiendo a tales subperíodos, que la significatividad del capital privado emerge desde el período de crisis 1975-85, mientras que la del capital humano sólo aparece en el tramo final de recuperación económica 1985-1997, período también de fuerte inversión pública en infraestructuras, por lo cual el capital público se muestra también estadísticamente significativo, a pesar de no serlo para el conjunto del período 1955-1997. Por su parte, el ahorro y el incremento de la población no muestran significatividad en ninguno

¹¹ El contraste de Hausman logra una chi-cuadrado, con un grado de libertad, mayor que el valor crítico de tablas (a un nivel de significatividad del 5% es de 3,84). Todos los resultados mostrados son robustos a la heterocedasticidad utilizando la matriz de White.

¹² Las variables utilizadas han sido frecuentemente introducidas en otros trabajos empíricos como fuentes de crecimiento. Así, entre otros, en De Long y Summers (1991) se remarca la importancia de la inversión en equipo, mientras que en Mankiw, Romer y Weil (1992) se muestra la del capital humano, así como la pequeña contribución de los incrementos de población. En cuanto al capital público, Easterly y Rebelo (1993) encuentran una alta relación entre las infraestructuras y el crecimiento. En cuanto al ahorro, y más ampliamente al papel de los factores financieros, se ha tendido a minimizar su importancia, considerándolos como una consecuencia pasiva del crecimiento. En la actualidad, se está reconsiderando este papel como se puede ver en Levine (1997).

Cuadro n.º 2: **Factores determinantes de los estados estacionarios en VAB nominal**

Variables	1955-1997	1955-1975	1975-1985	1985-1997
Ahorro pc	14,4478 (1,03)	5,8991 (0,36)	-2,1855 (-0,53)	1,2116 (0,35)
Capital privado (por ocupado)	16,5214 (2,70) ***	7,9762 (0,72)	10,4721 (2,90) ***	11,8315 (1,81) *
Capital público (por ocupado)	-1,8995 (-0,53)	-0,2991 (-0,21)	-0,9024 (-1,11)	5,4239 (2,27) ***
Capital humano (por ocupado)	42,3469 (2,35) **	-7,2614 (-0,33)	-13,1031 (-1,28)	24,6176 (2,53) ***
Incrementos de población	15,7089 (1,16)	-2,7955 (-0,21)	12,6071 (0,63)	-28,2893 (-1,28)
R ² ajust.	0,6456	0,2606	0,7906	0,8015
D.W.	1,7002 [ar(2)]	1,8896 [ar(2)]	2,1257 [ar(3)]	2,2022 [ar(2)]

*** Significativo al 99%. ** Significativo al 95%. * Significativo al 90%.

Fuente: FBBV. Para el capital humano, Bancaja.

de los tres subperíodos analizados. Conviene señalar, al contrario de lo que sucede en los períodos siguientes, que en el primer intervalo temporal de crecimiento económico y cambio estructural 1955-1975, donde ninguno de los factores que contribuyen a los estados estacionarios propios de cada región muestra significatividad estadística, aparece un R² con un valor muy bajo (0,26), lo que pone de manifiesto la existencia de otros factores no contemplados en el modelo que explican la mayor parte del problema. En este sentido, aspectos como el proceso de cambio estructural agrario-industrial, con diferente intensidad en cada una de las regiones, el creciente proceso de apertura exterior de la economía española conectando con el ciclo expansivo de la economía mundial, también con diferente efecto sobre cada espacio regional, entre

otros, pueden explicar una parte sustancial de lo que las variables del modelo no explican, a juzgar por el reducido valor del coeficiente de determinación.

Si se profundiza ahora en la convergencia condicionada de los componentes del *output per cápita* (Cuadro 1), se observa que el componente precios aparece con mayores coeficientes y de forma significativa en Baleares, Madrid y Canarias, regiones, como se ha dicho, con una fuerte especialización en servicios, sector éste con un carácter inflacionista importante. Por otro lado, aparecen significativamente pero con coeficientes muy bajos, regiones especializadas en sectores caracterizados por una moderada evolución de los precios, como Castilla León, Castilla La Mancha y La Rioja. Por lo que respecta a la convergencia condicionada

en tasa de empleo, repiten por su mayor cuantía y de forma significativa, regiones como Baleares y Madrid, ya que el sector servicios se caracteriza por generar un alto volumen de empleo debido a su baja productividad del trabajo, requiriendo por ello elevadas dotaciones de este factor por unidad de *output*.

Ahora bien, si se observan los estados estacionarios en productividad del trabajo, se percibe que es este elemento, por encima de los precios y la tasa de empleo anteriormente señalados, el que en mayor medida determina el resultado final de la convergencia condicionada en VAB nominal per cápita. La práctica coincidencia de regiones en los diferentes niveles de estados estacionarios en productividad con los observados anteriormente en VAB nominal (sólo Valencia, Madrid y País Vasco presentan un signo distinto para ambas variables), pone de manifiesto que las diferencias regionales en el nivel de *output* por trabajador son las que determinan la diferente posición en el *ranking* nacional de estados estacionarios en VAB per cápita. Se dibuja así un panorama en el cual es la productividad el componente que está marcando el camino que conduce a cada región hacia su estado estacionario particular. En consecuencia, a continuación, se trata de profundizar en los factores determinantes de la misma.

4. LOS COMPONENTES SECTORIALES DE LA PRODUCTIVIDAD

Las variables ficticias regionales introducidas en el apartado anterior no permiten identificar con exactitud cuáles son los factores explicativos de los diferentes

estados estacionarios en productividad regional. No obstante, entre ellos, se podría señalar la distinta estructura sectorial entre regiones, así como la reasignación de factores productivos entre sectores a lo largo del tiempo. A este respecto, la productividad total de una región en un momento del tiempo puede expresarse como la media aritmética de las productividades sectoriales en dicho momento temporal, ponderadas éstas por el peso que el empleo tiene en cada uno de los sectores a escala regional. Se puede descomponer esta productividad en una serie de componentes, únicamente variando la hipótesis sobre la composición del empleo sectorial, en lo que se denomina un análisis *shift-share* para descomponer la productividad global en el producto de los tres factores que la determinan: regional, especialización y cambio estructural [$Q_{rt} = R_{rt} E_{rt} C_{rt}$]. Si se calcula, para cada variable y región, el logaritmo del crecimiento medio a lo largo de todo el período y se compara por diferencia con su equivalente nacional, se obtiene el desglose del incremento de la productividad entre sus tres elementos definitorios [$q = r + e + c$]¹³.

A partir de la descomposición construida, se analiza la contribución de los distintos componentes del VAB nominal *per cápita* a la convergencia beta de esta variable, estimándose para ello una serie de ecuaciones parciales de convergencia (una para cada componente), utilizando datos de panel.

Para el periodo completo, 1955-1997, el estadístico Hausman indica que, entre

¹³ Ver De la Fuente y Freire (2000) para una descomposición detallada.

Cuadro n.º 3: **Fuentes de la convergencia en VAB nominal, 1955-1997**

	VABnominal	Precios	Tasa de empleo	Productividad
No condicionada				
	-0,0107 (-5,07) ***	0,0021 (1,73) *	-0,0000 (-0,00)	-0,0128 (-6,44) ***
R ² ajust.	0,0797	0,0079	-0,0028	0,1228
D.W.	1,4484	1,6625	1,1859	1,7301
% explicado	100	-19,63	0	119,63
Condicionada				
	-0,0358 (-4,70) ***	0,0043 (1,17)	-0,0159 (-2,76) ***	-0,0234 (-3,18) ***
R ² ajust.	0,2044	0,1650	0,0176	0,2070
D.W.	1,6415	1,9979	1,2469	1,9549
F _(16,340)	4,478	5,186	1,461	3,357
Hausman [$\chi^2_{(1)}$]	10,49	0,12	7,36	2,09

*** Significativo al 99%. ** Significativo al 95%. * Significativo al 90%.

los componentes del VAB nominal, presentan efectos fijos la tasa de empleo (Cuadro 3) y los componentes especialización y cambio estructural de la productividad (Cuadro 3 bis), lo cual indica que en las variables mencionadas existen elementos particulares de cada región que les hace comportarse de manera distinta en cuanto a su contribución al crecimiento. Se observa (Cuadro 3 bis) que los principales elementos generadores de convergencia absoluta y con coeficiente significativo son el regional y el cambio estructural (57,94% y 55,14%, respectivamente). Ello pone de manifiesto, por una parte, que las regiones poseen elementos específicos que, sector por sector, convierten a unas en más productivas que otras, acercando así sus rentas *per cápita* y, por otra, que el trasvase de recursos desde la agricultura hacia la industria primero, y hacia los servicios avanzados

después, ha contribuido a aminorar las divergencias en renta *per cápita*.

Por lo que respecta al análisis de convergencia condicionada, se observa que sólo el cambio estructural produce convergencia de forma significativa (el signo es negativo), mientras que los componentes regional y especialización producen divergencia¹⁴. Además, el valor del estadístico F pone de manifiesto que, en el caso del cambio estructural, la convergencia condicionada es preferida a la absoluta. Se observa que el *ranking* de regiones por lo que respecta a los diferentes estados estacionarios derivados del cambio estructural es muy similar

¹⁴ La importante contribución del cambio estructural a la convergencia en productividad de las regiones ha sido destacada por Raymond y García (1994), De la Fuente (1996), Escribá y Díaz (1997) y Escribá y Murgui (2001).

Cuadro n.º 3 bis: **Fuentes de la convergencia en VAB nominal, 1955-1997**

	Regional	Especialización	Cambio estructural	Productividad
No condicionada	-0,0062 (-3,78) ***	-0,0007 (-0,60)	-0,0059 (-4,35) ***	-0,0128 (-6,44) ***
R ² ajust.	0,0427	-0,0014	0,0612	0,1228
D.W.	1,9668	1,7536	1,2298	1,7301
% explicado	57,94	6,54	55,14	119,63
Condicionada	0,0007 (0,11)	0,0150 (3,92) ***	-0,0384 (-8,26) ***	-0,0234 (-3,18) ***
Andalucía	0,0009 (0,88)	0,0023 (3,36) ***	-0,0058 (-7,04) ***	-0,0028 (-2,17) **
Aragón	-0,0005 (-0,86)	0,0001 (1,23)	0,0014 (3,54) ***	0,0010 (1,73) *
Asturias	-0,0013 (-1,19)	0,0010 (4,39) ***	-0,0005 (-0,93)	-0,0007 (-0,60)
Baleares	-0,0003 (-0,25)	-0,0032 (-5,67) ***	0,0056 (7,53) ***	0,0022 (1,56)
Canarias	0,0003 (0,29)	-0,0000 (-0,08)	-0,0001 (-0,12)	0,0001 (0,08)
Cantabria	-0,0006 (-1,05)	0,0002 (1,57)	0,0005 (0,97)	0,0001 (0,15)
Castilla-León	-0,0009 (-0,98)	-0,0002 (-0,37)	0,0064 (7,60) ***	0,0053 (4,86) ***
Castilla-La Mancha	0,0033 (1,57)	0,0056 (4,14) ***	-0,0124 (-7,42) ***	-0,0037 (-1,47)
Cataluña	-0,0003 (-0,38)	-0,0017 (-2,18) **	0,0030 (4,40) ***	0,0010 (1,01)
Valencia	-0,0001 (-0,15)	0,0001 (0,42)	0,0008 (1,80) *	0,0007 (1,27)
Extremadura	0,0024 (1,24)	0,0034 (2,48) **	-0,0073 (-5,33) ***	-0,0015 (-0,74)
Galicia	-0,0007 (-0,75)	0,0026 (4,36) ***	-0,0025 (-2,59) ***	-0,0007 (-0,52)
La Rioja	0,0001 (0,18)	0,0006 (1,69) *	0,0017 (2,63) ***	0,0024 (2,54) **
Madrid	-0,0008 (-0,72)	-0,0042 (-5,04) ***	0,0023 (2,88) ***	-0,0025 (-2,10) **
Murcia	0,0005 (0,37)	0,0018 (4,40) ***	-0,0034 (-5,09) ***	-0,0012 (-0,89)
Navarra	0,0004 (0,44)	-0,0001 (-0,32)	0,0020 (3,54)	0,0024 (2,55)
País Vasco	-0,0007 (-0,64)	-0,0012 (-1,66)	0,0023 (3,21) ***	0,0005 (0,41)
R ² ajust.	0,0337	0,1566	0,3238	0,2070
D.W.	1,9966 [ar(1)]	1,9851 [ar(1),ar(2)]	1,6546	1,9549
F _(16,340)	0,831	4,816	9,614	3,357
Hausman [$\frac{2}{(1)}$]	1,08	15,75	47,46	2,09

*** Significativo al 99%. ** Significativo al 95%. * Significativo al 90%.

al que se había observado para la productividad en su conjunto (Castilla-León, Baleares, Cataluña, País Vasco y Navarra entre los primeros puestos y Galicia, Murcia, Andalucía, Extremadura y Castilla-La Mancha entre los últimos). El test de Hausman, por su parte, pone de manifiesto la existencia de efectos fijos antes que aleatorios, significando ello que, efectivamente, la diferente intensidad con que las regiones han transitado de unos sectores a otros, en lo que denominamos cambio estructural, ha resultado un factor clave para la convergencia.

Ahora bien, aunque esta importancia genérica del cambio estructural ha sido ya resaltada por otros trabajos, entre los que destaca De la Fuente (2002), si atendemos ahora a la periodificación anteriormente señalada para la economía espa-

ñola, se observa que el cambio estructural no ha mostrado su influencia durante todo el periodo aquí analizado. Así, durante la etapa de crecimiento 1955-1975 (Cuadro 4.a), se pone de manifiesto que la convergencia es producida en su mayor parte como consecuencia del cambio estructural (71,85% del VAB nominal), siendo para este componente, a juzgar por el valor del estadístico F, la convergencia condicionada preferible a la absoluta. Por su parte, el test de Hausman muestra la presencia de efectos fijos antes que aleatorios.

Por lo que respecta al período de crisis 1975-1985 (Cuadro 4.b), el cambio estructural sigue mostrando convergencia de forma significativa, resultando la condicionada preferible a la absoluta. Ahora bien, el efecto específico de cada región se va diluyendo, ya que el valor del

Cuadro n.º 4.a: **Fuentes de la convergencia en VAB nominal, 1955-1975**

	Regional	Especialización	Cambio estructural	Productividad
No condicionada				
	-0,0050 (-2,95) ***	0,0023 (2,29) **	-0,0097 (-5,69) ***	-0,0123 (-5,10) ***
R ² ajust.	0,0469	0,0337	0,1741	0,1429
D.W.	1,995	1,4773	0,9801	1,6110
% explicado	37,03	-17,04	71,85	91,11
Condicionada				
	-0,0338 (-2,73) ***	0,0004 (0,05)	-0,0405 (-4,89) ***	-0,0729 (-3,98) ***
R ² ajust.	0,1015	0,2348	0,6431	0,3986
D.W.	1,9682 [ar(1)]	1,9347[ar(1)]	1,9982[ar(1)]	1,9999[ar(1)]
F _(16, 152)	1,400	3,719	14,683	5,349
Hausman [$\chi^2_{(1)}$]	5,17	0,13	12,47	19,77

*** Significativo al 99%. ** Significativo al 95%. * Significativo al 90%.

Cuadro n.º 4.b: **Fuentes de la convergencia en VAB nominal, 1975-1985**

	Regional	Especialización	Cambio estructural	Productividad
No condicionada				
	-0,0077 (-1,97) **	-0,0030 (-1,22)	-0,0054 (-2,52) **	-0,0161 (-3,24) ***
R ² ajust.	0,0518	0,0178	0,0776	0,1420
D.W.	1,8558	1,6288	1,2186	1,7935
% explicado	183,33	71,43	128,57	383,33
Condicionada				
	-0,1054 (-3,64) ***	0,0084 (0,46)	-0,0269 (-1,98) **	-0,1138 (-3,38) ***
R ² ajust.	0,1788	0,0531	0,4152	0,4414
D.W.	2,1113 [ar(1)]	1,9802	2,0681 [ar(1)]	2,2375 [ar(1)]
F _(16, 67)	1,751	1,192	4,034	3,001
Hausman [$\chi^2_{(1)}$]	11,28	0,43	2,04	9,89

*** Significativo al 99%. ** Significativo al 95%. * Significativo al 90%.

Cuadro n.º 4.c: **Fuentes de la convergencia en VAB nominal, 1985-1997**

	Regional	Especialización	Cambio estructural	Productividad
No condicionada				
	-0,0082 (-1,76) *	-0,0065 (-1,80) *	0,0037 (1,19)	-0,0109 (-2,44) **
R ² ajust.	0,0285	0,0412	-0,0009	0,0636
D.W.	1,9415	2,0166	1,9874	1,8428
% explicado	92,13	73,03	-41,57	122,47
Condicionada				
	-0,1314 (-2,39) **	0,0270 (0,70)	-0,0288 (-0,72)	-0,1424 (-2,81) ***
R ² ajust.	0,1551	0,2715	0,1199	0,2064
D.W.	2,0398 [ar(1)]	2,0630 [ar(1)] [ar(2)]	2,0726 [ar(1)]	1,9939 [ar(1)]
F _(16, 84)	1,868	1,369	1,632	1,995
Hausman [$\chi^2_{(1)}$]	6,29	0,47	0,83	7,91

*** Significativo al 99%. ** Significativo al 95%. * Significativo al 90%.

test de Hausman pone de manifiesto que los efectos aleatorios son elegidos por encima de los fijos. En este período es el componente regional el que reúne conjuntamente la triple característica de significatividad en la convergencia, un valor de F que pone de manifiesto la primacía de la convergencia condicionada por encima de la absoluta, y un test de Hausman que denota la presencia de efectos fijos regionales, además de representar el mayor porcentaje de participación en la convergencia regional. Ello indica que durante este período de crisis, los cambios institucionales, las profundas transformaciones en las estructuras productivas, el diferente clima social, político e institucional, así como la mejor o peor cualificación e intensidad tecnológica en cada ámbito geográfico, fueron elementos determinantes para la convergencia de las regiones hacia estados estacionarios propios y diferenciados.

Por último, a lo largo del período de recuperación 1985-1997 (Cuadro 4.c), el efecto del cambio estructural muestra ya su agotamiento como determinante de la convergencia, persistiendo el componente regional en el mismo sentido señalado para el período anterior.

5. CONCLUSIONES

La teoría neoclásica sobre el crecimiento económico predice un efecto convergencia real en renta *per cápita*. Las fuerzas que explican esta convergencia son, básicamente, la existencia de rendimientos decrecientes en el capital, la movilidad interregional o internacional de factores, la capacidad de

aprender e incorporar por parte de los más atrasados las mejoras tecnológicas obtenidas en otros países, y las transformaciones estructurales que se producen en las regiones pobres en forma de un trasvase de factores desde sectores con baja productividad inicial hacia otros con mayor *output* por trabajador. A esta reasignación de recursos entre sectores se le está dando cada vez más importancia como mecanismo de convergencia: las regiones con más bajos niveles de renta suelen caracterizarse por un peso importante del sector agrícola, con una productividad inicialmente inferior a la industria o a los servicios. Por tanto, como el trasvase de recursos desde la agricultura hacia otros sectores ha tendido a incrementar la productividad media de la región, y esto ha sucedido con mayor intensidad en las regiones pobres, ha actuado como mecanismo de reducción de las disparidades regionales.

En un análisis de convergencia condicionada en *output per cápita*, se pone de manifiesto para determinados espacios geográficos la existencia de elementos específicos o «fuerzas regionales» que actúan más allá de las que operan en la «región tipo». Tales fuerzas se pueden identificar como la «eficiencia social» derivada de un marco institucional estable o de un entramado social donde prime la confianza y el establecimiento de reglas de juego favorecedoras del crecimiento, así como mayores niveles educativos o de inversión. En el abanico de estados estacionarios aparecen, en primer lugar y en mejor posición, aquellas regiones que han transitado hacia una economía orientada a los servicios (Baleares, especializada en servicios turísticos y Madrid, en

servicios públicos y avanzados a las empresas), por lo que aparecen con significatividad en precios y tasa de empleo, como corresponde a un sector inflacionista y con baja productividad del trabajo y, en segundo lugar, las que han experimentado un cambio estructural importante hacia la industria (el caso del Valle del Ebro: Aragón, Navarra y La Rioja). Por otra parte, las regiones que presentan una peor situación en su nivel de estado estacionario, son aquéllas que han mantenido un fuerte componente agrario tradicional, transitando en menor medida hacia la industria (el Sur peninsular: Extremadura, Murcia, Andalucía y Castilla-La Mancha), o bien, aquéllas que han mantenido una industria madura con escasas mejoras en la productividad (las situadas en la cornisa cantábrica: Asturias y Cantabria).

Si se analizan los determinantes de dichos estados estacionarios en VAB nominal, se concluye que son, básicamente, el capital privado y el capital humano las variables que contribuyen significativamente a las diferencias regionales en *output per cápita* a largo plazo, resultando poco significativo el capital público si se atiende al periodo global, aunque dicha variable sí muestra significatividad estadística durante el periodo 1985-1997 de fuerte inversión pública en infraestructuras.

Cuando se descompone el VAB nominal *per cápita* en sus elementos determinantes (precios, tasa de empleo y productividad), se observa que es este último el componente que mejor explica la convergencia. En esta línea, una buena parte de la literatura reciente sobre convergencia regional pone el énfasis en el papel de la estructura sectorial y sus

efectos sobre la productividad para explicar los procesos de convergencia/divergencia. Así, el análisis *shift-share* que descompone la evolución la productividad y abarca todo el periodo estudiado, pone de manifiesto que es el cambio estructural, por encima de los componentes regional y de especialización, el que adquiere un papel más relevante a lo largo de todo el período.

Ahora bien, atendiendo a los diferentes subperiodos de expansión, crisis y recuperación asociados a la economía española de las últimas décadas, se observa que este papel preponderante del cambio estructural se va agotando con el tiempo. Así, durante la primera etapa de expansión, 1955-1975, es el componente cambio estructural de la productividad el que acapara el protagonismo en el proceso de convergencia condicionada, lo cual resulta coherente con el trasvase de recursos desde el sector agrario hacia la industria en este periodo. Sin embargo, en la segunda etapa de crisis y ajuste, 1975-1985, emerge el componente regional con mayor protagonismo, lo cual pone de manifiesto que la crisis y reconversión encontró en cada región un aporte diferente de capital físico, humano y tecnológico, lo que llevó a producir diferencias de productividad entre las regiones.

Por último, en el periodo 1985-1997, el elemento regional se afianza y aparece como el más importante, con escasa o nula aportación de los componentes especialización y cambio estructural. Ello indica que, después de la crisis industrial y la reconversión del periodo anterior, las regiones han saneado sus estructuras productivas con diferente intensidad, por lo cual, sector por sector, aparecen como

más eficientes las que con mayor profundidad han modernizado sus procesos, además de haber incorporado elementos regionales diferenciadores desde el punto de vista institucional, social y de dota-

ción factorial, lo que pone de manifiesto la importancia de la política regional así como el amplio campo de acción que queda reservado para este tipo de políticas económicas a largo plazo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABRAMOVITZ, M. (1979): «Rapid Growth Potential and its Realization» en *Thinking About Growth and Other Essays on Economic Growth and Welfare*, Cambridge University Press, Cambridge, 1989, págs. 187-219.
- BANCAJA: *Capital humano, series históricas*. Actualizadas periódicamente por Mas, M.; Pérez, F.; Uriel, E.; y Serrano, L.
- BARRO, R. y SALA-I-MARTIN, X. (1991): «Convergence across states and regions», *Brookings Papers on Economic Activity*, n.º 1, pp. 107-182.
- BARRO, R. y SALA-I-MARTIN, X. (1992): «Convergence», *Journal of Political Economy*, n.º 100, pp. 223-251.
- BARRO, R. y SALA-I-MARTIN, X. (1995): *Economic Growth*, Mc Graw-Hill, Nueva York.
- BERNARD, A. y DURLAUF, S. (1996): «Interpreting tests of the convergence hypothesis», *Journal of Econometrics*, n.º 71, pp. 161-173.
- CARLINO, G. y MILLS, L. (1993): «Are US regional income converging», *Journal of Monetary Economics*, n.º 32, pp. 335-346.
- CASELLI, F.; ESQUIVEL, G. y LEFORT, F. (1996): «Re-opening the convergence debate: new look at cross-country growth empirics», *Journal of Economic Growth*, n.º 1, pp. 363-389.
- DE LA FUENTE, A. (1996): «Economía regional desde una perspectiva neoclásica. De convergencia y otras historias», *Revista de Economía Aplicada*, vol. IV, n.º 10, pp. 5-63.
- DE LA FUENTE, A. (1997): «On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions», Documentos de trabajo, Estudios sobre la economía española, n.º 1, FEDEA.
- DE LA FUENTE, A. (1998): «What kind of regional convergence», Documentos de trabajo, *Estudios sobre la economía española*, n.º 7, FEDEA.
- DE LA FUENTE, A. (2002): «On the sources for convergence: A close look at the Spanish regions», *European Economic Review*, n.º 46, pp. 569-599.
- DE LA FUENTE, A. y FREIRE, M.J. (2000): «Estructura sectorial y convergencia regional», *Revista de Economía Aplicada*, vol. VIII, n.º 23, pp. 189-205.
- DE LONG, J.B. y SUMMERS, L.H. (1991): «Equipment Investment and Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n.º 2, pp. 445-502.
- DOLADO, J.J.; GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M. y ROLDÁN, J.M. (1994): «Convergencia económica entre las provincias españolas: una evidencia empírica (1955-1989)», *Moneda y Crédito*, n.º 198, pp. 81-119.
- DURLAUF, S. y JOHNSON, P. (1995): «Multiple regimes and cross-country growth behaviour», *Journal of Applied Econometrics*, n.º 10, pp. 365-384.
- EASTERLY, W. y REBELO, S. (1993): «Fiscal Policy and Economic Growth», *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, n.º 3, pp. 417-458.
- ESCRIBÁ, F.J. y DÍAZ, A. (1997): «Disparidades regionales y sectoriales en la economía española (1980-1991)», *Información Comercial Española*, n.º 762, pp. 43-65.
- ESCRIBÁ, F.J. y MURGUI, M.J. (2001): «Tecnología, cambio estructural y convergencia en las regiones españolas (1980-1995)», *Investigaciones Económicas*, vol. XXV (2), pp. 335-357.
- EVANS, P. (1997): «How Fast Do Economies Converge?», *Review of Economics and Statistics*, vol. 79, n.º 2, pp. 219-225.
- FABERBERG, J. y VERSPAGEN, B. (1996): «Heading for divergence? Regional growth in Europe reconsidered», *Journal of Common Market Studies*, vol. 34, n.º 3, pp. 431-448.
- FUNDACIÓN BBV (1999): «Renta nacional de España y su distribución provincial. Años 1955 a 1993 y avances 1994 a 1997», Tomo I, Fundación BBV.
- ISLAM, N. (1995): «Growth empirics: a panel data approach», *Quarterly Journal of Economics*, n.º 110, pp. 1.127-1.170.
- LEE, K.; PESARAN, M.H. y SMITH, R. (1996): «Growth and Convergence in a Multy Country Empirical Stochastic Solow Model», *Journal of Applied Econometrics*, n.º 12, pp. 357-392.
- LEVINE, R. (1997): «Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda», *Journal of Economic Literature*, vol. 35, pp. 688-726.
- LÓPEZ-BAZO, E.; VAYÁ, E.; MORA, A.J. y SURIÑACH, J. (1999): «Regional economic dynamics and convergence in the European Union», *The Annals of Regional Science*, n.º 33, pp. 343-370.
- LUCAS, R. (1988): «On the Mechanics of Economic Development», *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, n.º 1, pp. 3-42.
- MAGRINI, S. (1999): «The evolution of income disparities among the regions of the European Union», *Regional Science and Urban Economics*, n.º 29, pp. 257-281.
- MANKIW, G.; ROMER, D. y WEIL, D. (1992): «A contribution to the empirics of economic growth»,

- Quarterly Journal of Economics*, n.º 107, pp. 407-437.
- MARCET, A. (1994): «Los pobres siguen siendo pobres: Convergencia entre regiones y países, un análisis bayesiano de datos de panel», en *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, Vol. II, Instituto de Análisis Económico, Barcelona.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, F. y URIEL, E. (1994): «Disparidades regionales y convergencia en las Comunidades Autónomas», *Revista de Economía Aplicada*, vol. II, n.º 4, pp. 129-148.
- PALLARDÓ, V.J. y ESTEVE, V. (1997): «Convergencia real en la Unión Europea», *Revista de Economía Aplicada*, vol. V, n.º 14, pp. 25-49.
- PÉREZ, P. (2000): «Dinámica de las regiones en España (1955-1995)», *Revista de Economía Aplicada*, vol. VIII, n.º 22, pp. 155-173.
- QUAH, D. (1993): «Empirical cross-section dynamics in economic growth», *European Economic Review*, n.º 37, pp. 426-434.
- QUAH, D. (1997): «Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs», *Journal of Economic Growth*, n.º 2, pp. 27-59.
- RAYMOND, J.L. y GARCÍA GRECIANO, B. (1994): «Las disparidades en el PIB *per cápita* entre Comunidades Autónomas y la hipótesis de convergencia», *Papeles de Economía Española*, n.º 59, pp. 37-58.
- ROMER, P. (1986): «Increasing Returns and Long-Run Growth», *Journal of Political Economy*, vol. 94, n.º 5, pp. 1.002-1.037.
- SALA-I-MARTIN, X. (1996): «Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence», *European Economic Review*, n.º 40, pp. 1.325-1.352.
- SOLOW, R. (1956): «A contribution to the Theory of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics*, vol. LXX, n.º 1, págs. 65-94.
- TEMPLE, J. (1999): «The New Growth Evidence», *Journal of Economic Literature*, vol. 37, marzo, pp. 112-156.