ALGUNAS TÉCNICAS PARA EL ANÁLISIS DE LA CONVERGENCIA CON UNA APLICACIÓN A LAS REGIONES ESPAÑOLAS

Angel de la Fuente*

D-98007

Abril 1998

* Instituto de Análisis Económico (CSIC) y Ministerio de Economía y Hacienda.

(1) Este trabajo ha sido financiado en parte por el Fondo Europeo de Desarrollo Regional (a través del proyecto de investigación "Determinantes del crecimiento a nivel regional y nacional") y por el Ministerio de Educación y Cultura a través del proyecto DGICYT PB95-0130. Agradezco la asistencia en la investigación de Juan Antonio Duro y Gloria del Angel.

Dirección: Instituto de Análisis Económico, Campus de la Universidad Autónoma de Barcelona, 08193, Bellaterra, Barcelona. *Tel*: 93-580-6612. *Fax*: 93-580-1452. *E-Mail address*: delafuente@cc.uab.es

Resumen

En este trabajo se presentan algunas técnicas descriptivas para el análisis de la convergencia, ilustrando su uso mediante una aplicación a las regiones españolas. El punto de partida es un sencillo modelo estocástico de la evolución de la renta cuya implementación empírica conduce a la estimación econométrica de ecuaciones de convergencia del tipo propuesto inicialmente por Barro y Sala (1990, 1992). En la primera parte del trabajo se discute la utilización de distintas variantes de la ecuación de convergencia en el análisis del comportamiento de cada una de las regiones y la evolución del nivel de desigualdad en el conjunto de la muestra. Seguidamente, las ecuaciones de convergencia y las técnicas de análisis de la convergencia sigma se combinan con una descomposición en factores de la renta per cápita con el fin de analizar el impacto de cada uno de los "componentes" de esta variable sobre el nivel de desigualdad en cada momento del tiempo y sobre el proceso de convergencia.

Palabras clave: crecimiento, convergencia, regiones, España
JEL Classification: O18, O40, O52

1.- Introducción

La investigación económica sobre cuestiones regionales ha recibido un nuevo impulso en años recientes gracias en parte al interés que el tema ha despertado entre los especialistas en crecimiento económico. Las nuevas aportaciones al análisis regional han enriquecido significativamente la literatura sobre el tema, aportando tanto un rico marco teórico para el estudio de los determinantes del desarrollo regional como nuevas y flexibles herramientas de análisis. El objetivo de este trabajo es el de presentar algunas de estas técnicas, ilustrando su aplicación con datos para las regiones españolas.

El trabajo está organizado como sigue. En la Sección 2 se desarrollan algunas técnicas que permiten caracterizar la evolución de la distribución de la renta per cápita (u otras variables de interés) en una muestra de países o regiones. Nuestro punto de partida será un sencillo modelo estocástico de la evolución de la renta cuya implementación empírica conduce a la estimación econométrica de ecuaciones de convergencia del tipo propuesto inicialmente por Barro y Sala (1990, 1992). Tras introducir los conceptos de convergencia sigma y beta, propuestos también por estos autores, veremos como distintos tipos de ecuaciones de convergencia pueden utilizarse para analizar el comportamiento de cada una de las regiones y la evolución del nivel de desigualdad en el conjunto de la muestra. En la Sección 3 combinaremos las ecuaciones de convergencia y las técnicas de análisis de la convergencia sigma con una descomposición en factores de la renta per cápita con el fin de analizar el impacto de cada uno de los "componentes" de esta variable sobre el nivel de desigualdad en cada momento del tiempo y sobre el proceso de convergencia. A lo largo del trabajo, ilustraremos las técnicas propuestas utilizando datos regionales españoles, replicando en muchos casos ejercicios ya realizados en otros estudios.[1]

2.- Análisis de la dinámica de la renta per cápita

En esta sección discutiremos algunas técnicas que permiten analizar la evolución de la distribución regional de la renta dentro de una economía dada. Supongamos que esta economía está compuesta por R regiones con rentas per cápita Y_r ($r = 1\ldots R$) y llamemos Y a la renta per cápita en el conjunto del país. Puesto que nos centraremos en el comportamiento comparado de las diversas regiones, resultará conveniente normalizar sus rentas per cápita por el promedio nacional (o, posiblemente por un promedio de las rentas regionales). Con este fin, definimos la *renta per cápita relativa* de la región r en

[1] Véanse, entre muchos otros, Marcet (1994), Raymond y García (1994), Sala (1994) y de la Fuente (1994, 1996a,b, 1997b).

el período t como su renta per cápita expresada en desviaciones logarítmicas sobre el promedio nacional en el mismo período:

$$(1)\ \tilde{y}_{rt} = y_{rt} - y_t = \ln Y_{rt} - \ln Y_t,$$

donde las letras minúsculas indican logaritmos y las tildes desviaciones logarítmicas sobre el promedio nacional. Cuando el diferencial de renta entre la región r y el promedio nacional es pequeño, $\tilde{y}_{rt}$ corresponderá aproximadamente a la diferencia porcentual entre ambas variables, por lo que a menudo nos expresaremos en estos términos.

En lo que sigue, estaremos interesados no sólo en la evolución comparada de cada una de las regiones de la muestra sino también en el grado de desigualdad interregional y en su evolución en el tiempo. Como indicador del grado de dispersión de la renta per cápita adoptaremos la desviación estándar de su valor relativo (std. dev. $\tilde{y}_{rt}$), definida por

$$(2)\ \sigma_y(t) = \text{desv. est. } \tilde{y}_{rt} = \sqrt{\text{var } \tilde{y}_{rt}} = \sqrt{\frac{1}{R} \sum_r (\tilde{y}_{rt} - \tilde{y}^m_{rt})^2},$$

donde $\tilde{y}^m_{rt}$ es el promedio de las rentas relativas de las distintas regiones (que no es, en general, igual a cero si bien no andará muy lejos).

El problema que se nos plantea en esta sección es el de caracterizar la evolución de $\tilde{y}_{rt}$ y $\sigma_y(t)$, esto es, analizar la evolución observada de estas variables con el fin de descubrir una "ley de movimiento" que nos permita, entre otras cosas, hacer proyecciones sobre el comportamiento futuro de cada una de las regiones y el grado de desigualdad entre ellas. La estrategia que se ha adoptado generalmente en la literatura para abordar este problema consiste en postular un modelo estocástico lo suficientemente flexible como para poder acomodar en principio dinámicas muy dispares de la distribución. En el primer apartado de esta sección presentaremos un modelo con estas características que, en una forma u otra a servido de marco para buena parte de los estudios empíricos existentes sobre crecimiento y convergencia. Seguidamente, definiremos algunos conceptos de convergencia que se utilizan con frecuencia en la literatura y discutiremos una serie de técnicas que se basan en la estimación de diversas variantes de la *ecuación de convergencia* sugerida por el modelo.

a.- Un modelo de convergencia

Supondremos que la renta relativa de la región r evoluciona siguiendo el proceso descrito por la ecuación[2]

$$(3)\ \Delta\tilde{y}_{rt} = \alpha_r - \beta\tilde{y}_{rt} + \varepsilon_{rt},$$

donde $\Delta\tilde{y}_{rt} = \tilde{y}_{rt+1} - \tilde{y}_{rt}$ es la tasa de crecimiento de la renta relativa (esto es, el diferencial de crecimiento con el promedio nacional). El término ε_{rt} representa una perturbación aleatoria con media

[2] El modelo es esencialmente el propuesto por Barro y Sala (1990, pp. 11-15) como marco para el estudio empírico de la convergencia, con algunas modificaciones debidas a Marcet (1994). A diferencia de la mayor parte de los trabajos en la literatura, este autor propone medir la renta en diferencias logarítmicas con la media muestral. Marcet sostiene que este procedimiento debería mejorar las propiedades del término de error, filtrando *shocks* agregados y posiblemente parte de la correlación serial inducida por factores cíclicos, si estos siguen un patrón temporal parecido en los distintos territorios.

cero y varianza σ_ε^2, independiente e idénticamente distribuida en el tiempo y entre regiones y no correlacionada con $\tilde{y}_{rt}$ o α_r. Finalmente el término α_r, que resume las características "fundamentales" del territorio r que podrían influir sobre su ritmo de crecimiento, es constante en el tiempo y se distribuye entre regiones con media cero y varianza σ_α^2.

Pese a su sencillez, la ecuación (3) es capaz de generar comportamientos muy variados de la renta relativa y su distribución, acomodando así las predicciones de distintos modelos teóricos y permitiendo resumir dinámicas muy variadas mediante un número reducido de parámetros. El parámetro crucial del modelo es el coeficiente de pendiente, β, que captura la correlación parcial entre la tasa de crecimiento y nivel de renta y proporciona además una medida de la velocidad de convergencia (o divergencia) de la distribución de la renta. Cuando β es positivo, la tasa de crecimiento es una función decreciente del nivel de renta. Esto implica que, manteniendo otras cosas iguales (es decir, controlando por los "fundamentos" resumidos por α_r), las regiones pobres crecerán más deprisa que las ricas. Cuánto más elevado sea este coeficiente, más rápidamente tenderá a cerrarse la brecha entre ricos y pobres y, por consiguiente, mayor será el ritmo al que se reducirán las disparidades regionales y menor la dispersión a largo plazo de las rentas relativas para valores dados de α_r. Por el contrario, si β es negativo, la tasa de crecimiento es mayor en las regiones más ricas, lo que se traduce en un aumento sostenido del nivel de desigualdad.

Antes de analizar en mayor detalle las predicciones del modelo, conviene observar que el signo esperado del parámetro β es positivo. La literatura existente sobre el tema identifica al menos tres mecanismos que hacen que las regiones pobres tiendan a crecer más rápidamente que las ricas.[3] El primero surge porque, bajo los supuestos habituales sobre las propiedades de la tecnología (rendimientos decrecientes en los factores acumulables), la rentabilidad de la inversión será una función decreciente del *stock* acumulado de capital. Esto hace que las economías pobres, en las que el capital es más escaso, crezcan más rápidamente con el mismo nivel de inversión y tengan además incentivos para mantener un nivel más elevado de ahorro así como la posibilidad de atraer inversiones procedentes de regiones más ricas. El segundo mecanismo de convergencia es la difusión tecnológica, esto es, la capacidad de adoptar a bajo coste técnicas más avanzadas desarrolladas en regiones más ricas. Finalmente, el tercer mecanismo está relacionado con la estructura sectorial del empleo y la producción. Las regiones más pobres suelen caracterizarse por un peso elevado de un sector agrícola con bajos niveles de productividad. Aunque esto generalmente reduce su nivel de renta, también representa una importante oportunidad de crecimiento mediante el transvase de mano de obra hacia sectores más productivos. Por otro lado, la literatura teórica de crecimiento también identifica algunos posibles mecanismos de divergencia (relacionados generalmente con la existencia de rendimientos crecientes ligados a diversos tipos de externalidades) que podrían en principio

[3] Para una discusión más detallada, véase de la Fuente (1996a).

invertir la relación esperada entre nivel de renta y tasa de crecimiento. Sin embargo, la mayor parte de los estudios empíricos sobre el tema, tanto a nivel regional como nacional, rechazan esta posibilidad.[4]

Para estudiar en mayor detalle las predicciones del modelo,[5] olvidémonos por un momento de la perturbación y reescribamos la ecuación (3) en la forma:

$$(4)\quad \tilde{y}_{rt+1} - \tilde{y}_{rt} = \Delta\tilde{y}_{rt} = \alpha_r - \beta\tilde{y}_{rt}.$$

Igualando $\Delta\tilde{y}_{rt}$ a cero en esta expresión, obtenemos el *estado estacionario* de la renta relativa esperada de la región r en función de sus "fundamentos," α_r, y el parámetro de convergencia, β:

$$(5)\quad \tilde{y}_r^* = \frac{\alpha_r}{\beta}.$$

Esto es, la renta estacionaria relativa de una región dada depende de sus fundamentos (α_r) y de la tasa de convergencia (β). Cuanto mayor sea la tasa de convergencia, menor será el diferencial de renta con el promedio inducido por un valor dado de α_r. Una elevada tasa de convergencia, por tanto, tiende a mitigar el impacto sobre la renta estacionaria de diferencias interregionales en variables estructurales o fundamentales.

El paso siguiente consiste en analizar la dinámica del sistema. Para ello, dibujamos un *diagrama de fase* mostrando el valor de la tasa de crecimiento, $\Delta\tilde{y}_{rt}$, en función del nivel inicial de renta, $\tilde{y}_{rt}$, tal como se muestra en la Figura 1. Este diagrama nos permite determinar la dirección de movimiento del sistema con facilidad. Dado un valor de $\tilde{y}_{rt}$, el primer paso es comprobar si la *línea de fase* descrita por la ecuación (4) está por encima o por debajo del eje horizontal. En el primer caso, $\Delta\tilde{y}_{rt}$ es positivo (esto es, $\tilde{y}_{rt+1} > \tilde{y}_{rt}$) y por tanto $\tilde{y}_{rt}$ aumenta con el tiempo, lo que indicamos mediante una "flecha de movimiento" apuntando hacia la derecha a lo largo del eje horizontal. En el segundo caso la situación se invierte: $\Delta\tilde{y}_{rt}$ es ahora negativo y $\tilde{y}_{rt}$ se mueve hacia la izquierda. Siguiendo este procedimiento, es fácil determinar la dirección de movimiento del sistema en la región situada a cada lado del estado estacionario. Finalmente, podemos reconstruir la trayectoria de $\tilde{y}_{rt}$ siguiendo las flechas de movimiento a partir de su valor inicial. Si las flechas nos llevan hacia el estado estacionario $\tilde{y}_r^*$ desde cualquier posición inicial, diremos que $\tilde{y}_r^*$ es *estable* y si esto no es cierto diremos que es inestable.

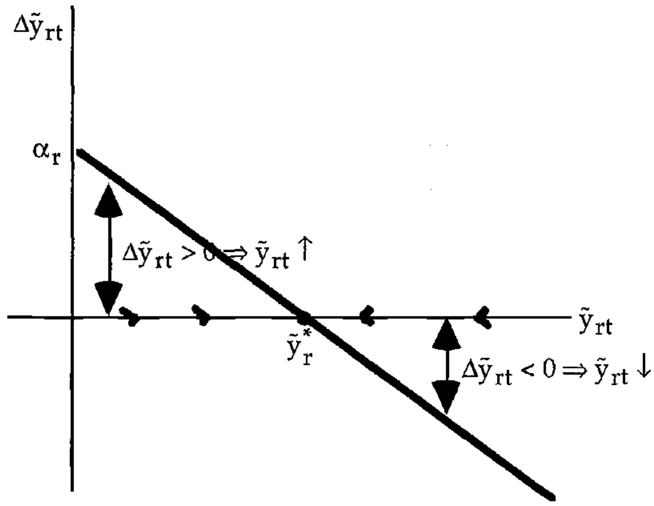
Como ya hemos anticipado, el comportamiento dinámico del sistema depende crucialmente del signo de β (es decir, de la pendiente de la línea de fase). Cuando β es *positivo*, el incremento de la renta relativa es una función *decreciente* del nivel de renta. Puesto que la línea de fase corta al eje horizontal desde arriba en el estado estacionario, $\tilde{y}_r^*$, $\Delta\tilde{y}_{rt}$ es positivo cuando $\tilde{y}_{rt}$ está por debajo de $\tilde{y}_r^*$ y negativo en caso contrario. El modelo es estable e $\tilde{y}_{rt}$ converge a $\tilde{y}_r^*$ con el paso del tiempo (véase el panel a de la Figura 1) a una velocidad determinada por el coeficiente de convergencia, β. En este caso, el estado estacionario puede interpretarse como un *equilibrio a largo plazo* hacia el que tiende la economía. Además, la renta esperada en este equilibrio, $\tilde{y}_r^* = \frac{\alpha_r}{\beta}$, es una función de las características de cada región pero no de su renta inicial. Por consiguiente, las disparidades de renta entre regiones

[4] Véase de la Fuente (1997a).

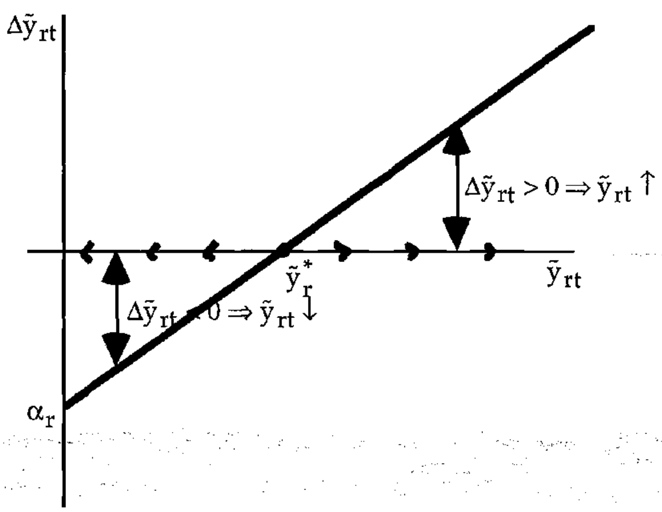
[5] En el Apéndice se ofrece un análisis más formal del modelo.

que se deban a factores transitorios (tales como una reducida dotación inicial de capital o algún *shock* adverso de carácter sectorial) tenderán a desaparecer con el paso del tiempo, pero no así las que reflejen diferencias fundamentales (capturadas por el término α_r).

Figura 1: Evolución de la renta relativa



a.- β > 0: sistema estable



b.- β < 0: sistema inestable

La segunda posibilidad es que la tasa de crecimiento aumente con el nivel de renta. En este caso ($\beta < 0$), el nivel relativo de renta diverge hacia cero o infinito (véase el panel b de la Figura 1). El sistema es ahora inestable y el estado estacionario corresponde a un umbral mínimo de renta por encima del cual el crecimiento tiende a dispararse -- y por debajo del cual el crecimiento es imposible. En esta situación, territorios que difieren tan solo en su nivel inicial de renta pueden seguir trayectorias muy distintas y el grado de desigualdad tiende a aumentar con el tiempo.

Hasta el momento, nos hemos centrado en la evolución de una región aislada. Consideremos ahora la distribución interterritorial de la renta. Claramente, la dispersión de las rentas per cápita tenderá a aumentar en el tiempo cuando $\beta < 0$, ya que las economías ricas y pobres se alejarán progresivamente unas de otras. Sin embargo, un β positivo no implica necesariamente la igualación a largo plazo de los niveles de renta. En primer lugar, cada territorio converge a su propio estado estacionario y éstos serán distintos si los países difieren entre sí en términos de las características resumidas por α_r. En segundo lugar, la existencia de perturbaciones aleatorias constituye una fuente adicional de variabilidad. Aunque el modelo sea estable, la dispersión de las rentas per cápita no desaparecerá, incluso a largo plazo, pero sí tenderá a estabilizarse a un nivel que viene determinado por la importancia de las diferencias "fundamentales" entre países, el coeficiente de convergencia (β) y la varianza de las perturbaciones aleatorias. En concreto, es fácil comprobar que cuando el estado estacionario de la ecuación (4) es estable (y sólo entonces), la varianza de la renta relativa regional converge a un valor estacionario constante,

$$(6)\ \bar{\sigma}^2 = \frac{\sigma_\alpha^2}{\beta^2} + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\beta(2-\beta)} = \text{var}\ \tilde{y}_r^* + \text{var}\,(\tilde{y}_{rt} - \tilde{y}_r^*),$$

que es la suma de la varianza de los estados estacionarios regionales y la varianza de las desviaciones en torno a los mismos.[6]

b.- Tres conceptos de convergencia

Utilizando el modelo precedente como marco, podemos definir diversas nociones de convergencia utilizadas en la literatura. Quizás la primera pregunta que se plantea acerca de la evolución de la distribución de la renta per cápita es si la dispersión de esta variable tiende a reducirse con el paso del tiempo. El concepto de convergencia implícito en esta pregunta, denominado *convergencia-σ* por Barro y Sala (1990, 1992), es quizás el más cercano a la noción intuitiva de convergencia. Sin embargo no es el único posible. Así, cabe preguntarse también si las regiones más pobres tienden a alcanzar a las ricas, o si la renta relativa de una región dada tiende a estabilizarse con el paso del tiempo. Los conceptos de convergencia-β absoluta y condicional propuestos por Barro y Sala corresponden aproximadamente a estas dos preguntas. En términos del modelo precedente, decimos que existe *convergencia-β condicional* cuando β está entre cero y uno (es decir, cuando cada economía converge a *su propio* estado estacionario) y *convergencia-β absoluta* cuando esto es cierto y, además, el coeficiente α_r es el mismo para todos los territorios -- es decir, cuando todas las economías en la muestra convergen al mismo nivel de renta per cápita.

Las tres nociones de convergencia están relacionadas entre sí pero distan mucho de ser equivalentes. La existencia de algún tipo de convergencia β es una condición necesaria pero no suficiente para la convergencia σ. Mientras que un valor negativo de β implicaría una tendencia de σ a crecer sin límite, un valor positivo de β es compatible tanto con un aumento como con una

[6] Véase el Apéndice.

disminución de la dispersión muestral de $\tilde{y}_{rt}$, dependiendo de si el valor inicial del índice de desigualdad, $\sigma_y(t)$, es mayor o menor que el correspondiente a la distribución estacionaria de la renta.

Por otro lado, los dos tipos de convergencia β tienen implicaciones muy distintas. La convergencia β absoluta dentro de un grupo de economías implica una tendencia a la igualación de las rentas per cápita. A largo plazo, el nivel esperado de renta es el mismo para todos los miembros del grupo, independientemente de su valor inicial. Esto no quiere decir, por supuesto, que la desigualdad llegue a desaparecer por completo, puesto que siempre habrá perturbaciones con efectos desiguales en distintos territorios. Sin embargo, tales perturbaciones tendrán tan sólo efectos transitorios, lo que implica que a largo plazo debería observarse una distribución fluida en la que los países o regiones cambian su posición relativa con bastante frecuencia. La convergencia β condicional, con diferentes estados estacionarios, daría lugar a una situación muy diferente. Aunque cada territorio tenderá a converger a su propio estado estacionario, éstos podrían ser muy distintos entre sí. Por lo tanto, podrían persistir disparidades importantes entre territorios, incluso a largo plazo, y se observaría una gran persistencia en las posiciones relativas de los mismos. En otras palabras, los pobres tenderían a seguir siéndolo, y los ricos también.

c.- Algunas técnicas descriptivas

El modelo que hemos analizado en la sección precedente fue inicialmente propuesto con la esperanza de que su estimación siriviera para distinguir entre teorías alternativas de crecimiento económico. Como muestran Barro y Sala (1990, 1992) o Mankiw, Romer y Weil (1992), ecuaciones de la forma (3) se pueden obtener a partir de una aproximación log-lineal a un modelo formal de crecimiento, lo que permite ofrecer una interpretación estructural y teóricamente interesante de sus coeficientes.[7] Independientemente de este interés teórico, sin embargo, el modelo anterior y los diversos conceptos de convergencia que hemos definido resultan de gran utilidad como herramientas descriptivas para el análisis de la evolución de la distribución de la renta u otras variables de interés. En esta sección discutiremos algunas técnicas que se han empleado con frecuencia en la literatura, ilustrando su uso mediante su aplicación a datos regionales españoles para el período 1955-93 tomados de la publicación *Renta nacional de España y su distribución provincial* del Banco Bilbao-Vizcaya. Tras examinar el patrón observado de convergencia beta y sigma y analizar el comportamiento relativo de las distintas regiones, estimaremos el modelo propuesto en el Apartado a de esta sección y lo utilizaremos para evaluar las perspectivas futuras de convergencia regional en España.

Un primer paso en el análisis de la convergencia regional consiste en inspeccionar visualmente la evolución del nivel de desigualdad mediante la construcción de un *gráfico de convergencia sigma* que resume la senda temporal de la desviación estándar de la renta relativa (véase la Figura 2).

[7] Véase de la Fuente (1996a).

Seguidamente, podemos proceder a la estimación de una *ecuación de convergencia no condicionada* con datos de corte transversal y a la construcción de un *diagrama de convergencia beta.* Esto es, se estima una ecuación de la forma[8]

$$(7)\quad \overset{T}{\underset{0}{\Delta}}\tilde{y}_r = \alpha - \beta_{nc}\tilde{y}_{ro} + \varepsilon_r$$

en la que

$$\overset{T}{\underset{0}{\Delta}}\tilde{y}_r = \frac{\tilde{y}_{rT} - \tilde{y}_{ro}}{T}$$

es la tasa promedio de crecimiento de la renta relativa durante el período muestral completo (entre 0 y T) y $\tilde{y}_{ro}$ la renta relativa inicial de la región r. Una vez estimada la ecuación, dibujaremos la recta ajustada de regresión junto con la nube de puntos correspondiente, identificando cada una de las observaciones (véase la Figura 3).

Obsérvese que en la ecuación (7) hemos impuesto la hipótesis de que el término constante (α) es el mismo para todas las regiones, lo que implica un único estado estacionario común a todas ellas. Puesto que esta hipótesis podría no cumplirse, es muy posible que esta ecuación no proporcione una buena descripción del proceso que gobierna la evolución de la renta per cápita.[9] Aún así, el diagrama de convergencia beta construido de esta forma resulta de gran utilidad por cuanto nos permite resumir visualmente una gran cantidad de información y obtener un indicador de la velocidad de convergencia.

Puesto que tanto la tasa de crecimiento como la renta regional han sido normalizadas por el promedio nacional, la constante de la regresión (7) será aproximadamente igual a cero. Por tanto, el coeficiente de convergencia no condicionada ($\beta_{nc} \cong -\Delta\tilde{y}_r/\tilde{y}_{ro}$) mide el incremento medio anual de la renta relativa en una "región típica", expresado como fracción de su diferencial de renta inicial con respecto al promedio nacional. Así, un valor de β de 0,10, por ejemplo, indicaría que el diferencial de renta con respecto al promedio nacional se reduce en un 10% cada año.

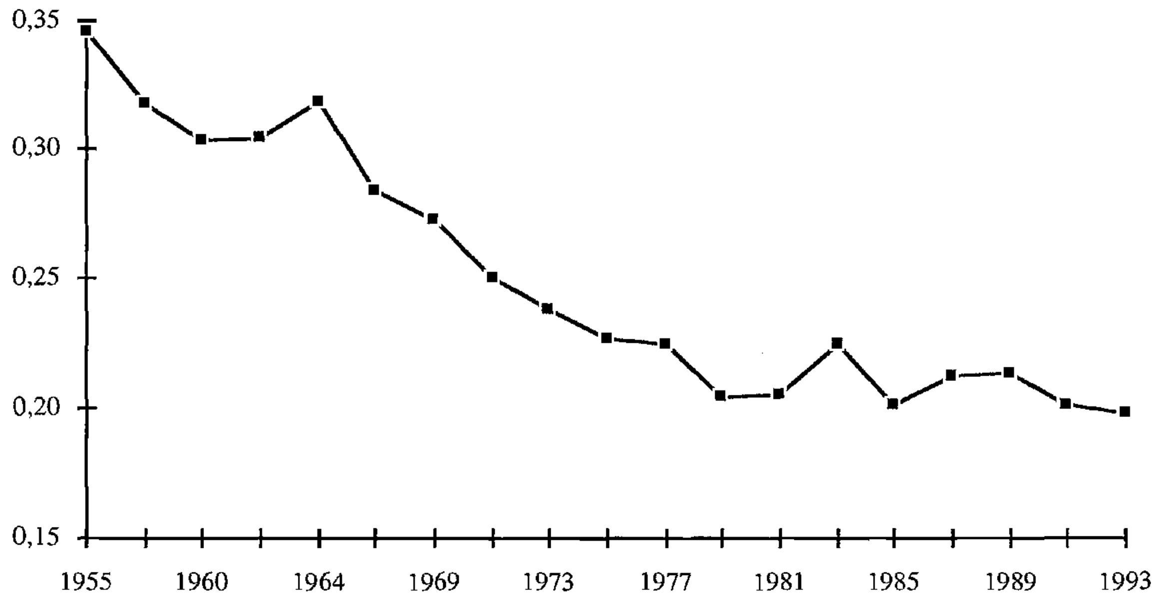
El diagrama de convergencia beta nos permite visualizar la posición inicial de cada una de las regiones de la muestra y resumir su comportamiento en relación con una hipotética "región promedio" cuyo comportamiento viene descrito por la recta ajustada de regresión. El residuo de la ecuación (esto es, la distancia con respecto a la recta ajustada de regresión) puede interpretarse como la tasa anual de crecimiento después de eliminar un efecto de convergencia que tiende a favorecer a las regiones más pobres. Puesto que este efecto de convergencia es, en buena medida, "automático" e independiente del "esfuerzo" de cada región, la comparación de las tasas de crecimiento corregidas de esta forma puede proporcionarnos una imagen más "realista" del comportamiento relativo de las distintas regiones.

8 Cuando la diferencia entre dos variables es relativamente pequeña, la diferencia entre sus logaritmos es aproximadamente igual a la diferencia porcentual entre sus niveles. Por tanto, el resultado de dividir la diferencia logarítmica entre los valores inicial y final de cada variable por la duración del período es aproximadamente igual a la tasa promedio de crecimiento en términos porcentuales, calculada de la manera habitual.

9 Obsérvese, en particular, que el hecho de que el valor de β estimado en la ecuación (7) sea positivo no implica convergencia absoluta tal como la hemos definido.

Las Figuras 2 y 3 muestran el resultado de la aplicación de estas dos técnicas al caso español. Como se aprecia en el primer gráfico, la reducción de la dispersión de las rentas per cápita regionales durante el período considerado es muy significativa, registrándose un descenso de este indicador de más del 40% (σ se reduce de 0,345 en 1955 a 0,198 en 1993). Encontramos, por tanto, evidencia clara de convergencia sigma, si bien el proceso de convergencia parece haberse detenido a partir de 1979, con el grado de desigualdad interregional manteniéndose prácticamente constante durante la última década y media de la muestra.

Figura 2: Convergencia sigma en renta per cápita relativa



- *Nota:* desviación estándar de la renta per cápita relativa (valor añdido bruto regional por habitante, en ptas. constantes de 1990, expresado en diferencias logarítmicas con el promedio español).

La Figura 3 resume los resultados de una regresión de convergencia no condicionada en la que la variable dependiente es la tasa promedio de crecimiento de la renta relativa durante el período completo. En primer lugar, la pendiente negativa de la recta ajustada de regresión indica que, en promedio, el ritmo de crecimiento ha sido mayor en las regiones inicialmente más pobres. El ajuste de la regresión es bastante bueno, pero el coeficiente de convergencia (es decir, la pendiente de la recta de regresión) sugiere que el proceso de nivelación de las rentas es muy lento. El valor de este coeficiente (0,015) indica que, en el caso de la "región típica," cada año se elimina tan solo un 1,5% del diferencial de renta con el promedio nacional. A este ritmo, serían necesarios casi cincuenta años para eliminar la mitad de la brecha de renta entre una región cualquiera y el promedio español.[10]

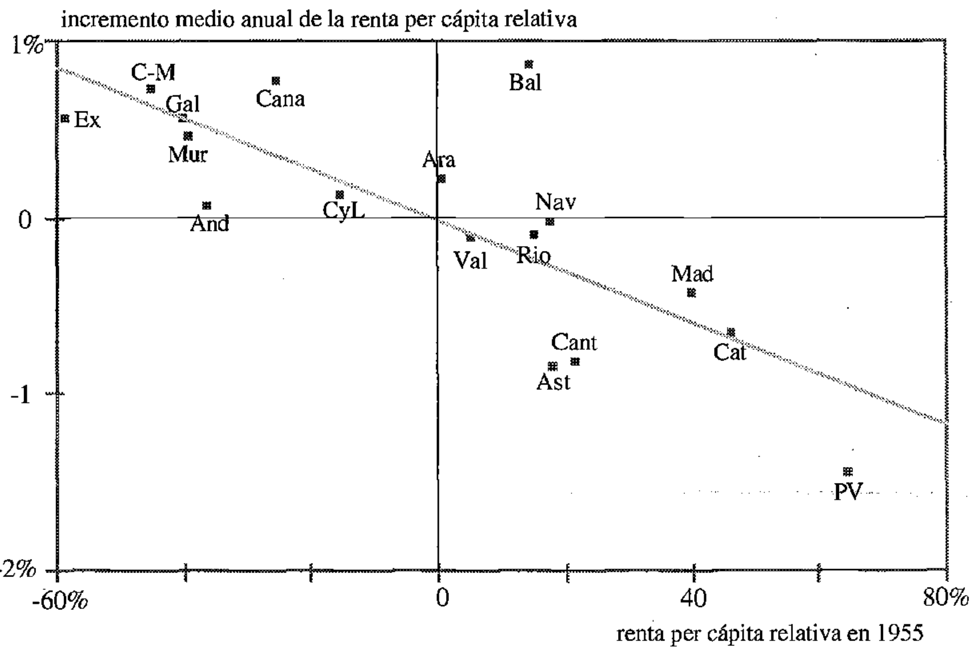
En segundo lugar, la desviación de cada región con respecto a la recta de regresión ajustada en la Figura 3 resulta interesante como indicador de su comportamiento neto del efecto de convergencia.

---

[10] La relación entre el parámetro β y la vida media del proceso de convergencia se discute en el Apéndice.

Como hemos visto, la teoría económica identifica diversos mecanismos que hacen que, otras cosas iguales, las regiones inicialmente más pobres tiendan casi automáticamente a crecer a tasas superiores al promedio, reduciendo así la distancia que los separa de las más ricas. Un procedimiento sencillo para intentar "limpiar" las tasas de crecimiento regionales de este efecto de convergencia, haciéndolas así más comparables unas con otras, consiste en trabajar con el residuo de la ecuación de convergencia. Multiplicando el coeficiente de pendiente de la regresión por la renta relativa inicial de cada país, obtenemos el valor "esperado" de su tasa de crecimiento. Substrayendo esta cantidad de la tasa observada llegamos, finalmente, a una tasa de crecimiento "corregida" en la que se ha eliminado el efecto de convergencia. Este indicador (que corresponde a la desviación de cada economía con respecto a la recta ajustada de regresión) resume lo bien o mal que le ha ido a cada región en relación con el patrón medio de comportamiento descrito por la recta de regresión.

Figura 3: Convergencia beta en renta per cápita relativa, 1955-93

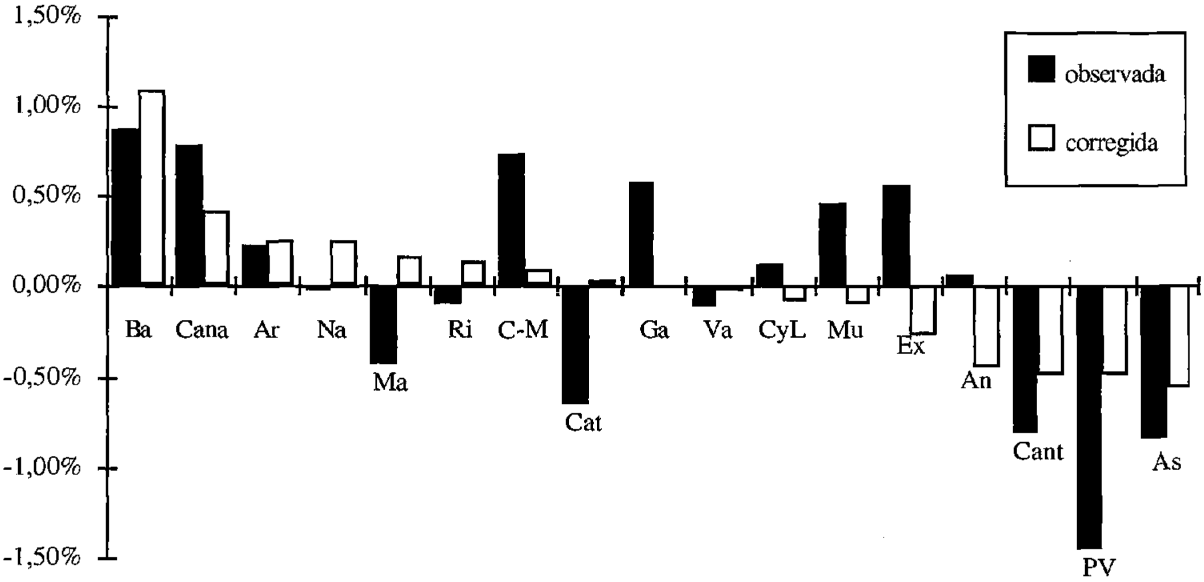


$$\overset{93}{\underset{55}{\Delta}}\tilde{y}_r = -0{,}000197 - 0{,}01453\tilde{y}_{r,55} \quad t = 4{,}93 \quad R^2 = 0{,}6184$$

- *Clave:* Ex = Extremadura; C-M = Castilla la Mancha; Gal = Galicia; Mur = Murcia; And = Andalucía; Cana = Canarias; CyL = Castilla y León; Ara = Aragón; Val = Valencia; Rio = Rioja; Bal = Baleares; Nav = Navarra; Ast = Asturias; Cant = Cantabria; Mad = Madrid; Cat = Cataluña y PV = País Vasco.

La Figura 4 muestra las tasas de crecimiento brutas y corregidas de las regiones españolas durante el período 1955-93. La diferencia entre los dos indicadores es muy significativa en muchos casos. Corrigiendo por el efecto de convergencia, por ejemplo, Madrid y Cataluña han tenido un comportamiento mejor que el promedio, pese a que sus tasas brutas de crecimiento han sido bastante inferiores a la española. En el otro extremo, Andalucía y Extremadura han crecido bastante menos de lo esperado en base a su bajo nivel de renta inicial. El peor comportamiento, tanto absoluto como corregido, corresponde a las tres regiones de la Cornisa Cantábrica, con tasas de crecimiento corregidas en torno a medio punto anual por debajo del promedio.

Figura 4: Tasa de crecimiento relativo, 1955-93
valor observado y corregido por el efecto de convergencia



- *Nota:* la tasa de crecimiento corregida es el residuo de la ecuación de convergencia no condicionada que aparece en la Figura 3.

El período muestral que estamos analizando puede dividirse en cuatro subperíodos bastante bien diferenciados.[11] El primero de ellos (1955-60) corresponde a los años finales del período de autarquía e intervencionismo que termina con las medidas de apertura y liberalización contenidas en el Plan de Estabilización de 1959. Seguidamente, nos encontramos con una década larga de rápido crecimiento que termina con el primer *shock* petrolífero en 1973. Un tercer subperíodo, de profunda y persistente crisis económica, sería el comprendido entre esta fecha y 1985, cuando comienza un cuarto período, que podríamos denominar de "normalidad", que comprende una marcada recuperación seguida de un breve episodio recesivo.

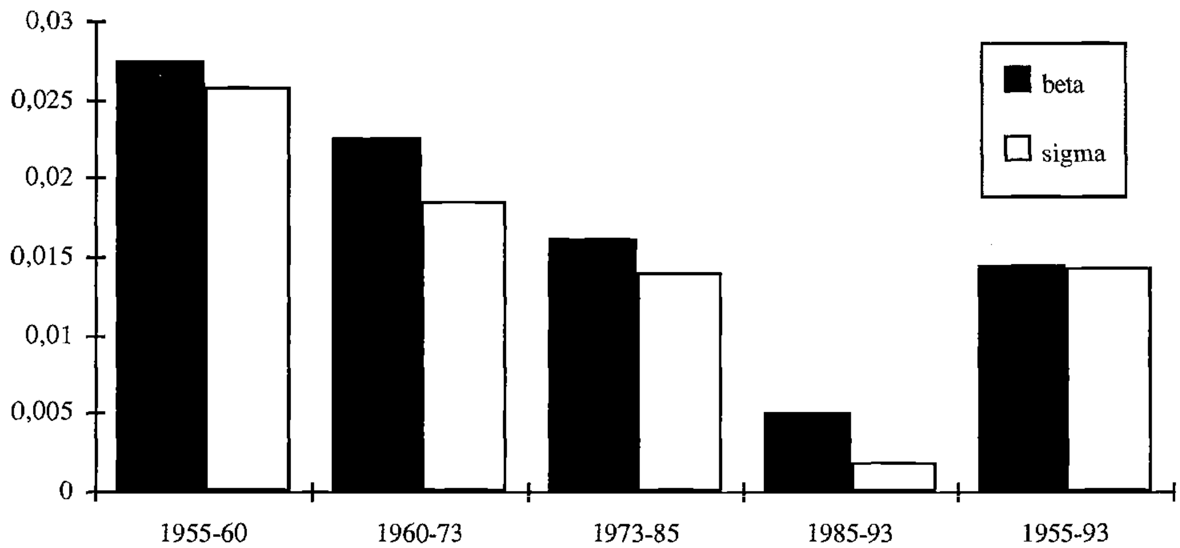
Resulta interesante investigar si se han producido cambios en el patrón de convergencia durante estos cuatro subperíodos. Con este fin repetiremos el ejercicio anterior, estimando una ecuación de convergencia no condicionada para cada subperíodo, y calcularemos también la *tasa de convergencia sigma* para cada intervalo temporal. Este último indicador se define como la reducción porcentual anual media de la desviación estándar de la renta relativa entre el comienzo y el final del período de t a t+h, esto es,

$$(8)\quad \overset{t+h}{\underset{t}{\Delta}}\sigma = \frac{[\sigma_y(t+h) - \sigma_y(t)]/h}{[\sigma_y(t+h) + \sigma_y(t)]/2}.$$

11 Véase Alcaide, Cuadrado y Fuentes (1990).

Las tasas de convergencia sigma y beta obtenidas de esta forma se resumen en la Figura 5. El gráfico revela una clara tendencia hacia la ralentización de la convergencia, e incluso hacia su posible estancamiento en la última parte del período, confirmando así el patrón que ya se apreciaba en la Figura 2.

Figura 5: Tasa de convergencia por subperíodos



Buscando una caracterización más precisa de la dinámica de la renta per cápita, estimaremos finalmente una *ecuación de convergencia condicionada* utilizando datos de panel y variables ficticias para intentar controlar por posibles diferencias "fundamentales" entre regiones. Este ejercicio nos permitirá obtener una estimación del nivel de renta de equilibrio a largo plazo de cada una de las regiones así como de la tasa de convergencia promedio hacia el estado estacionario. Obsérvese que esta tasa de convergencia condicional (β_c) y la tasa de convergencia no condicionada (β_{nc}) que hemos estimado más arriba tienen interpretaciones muy distintas. Mientras que este segundo parámetro medía la velocidad media de reducción de los diferenciales de renta con respecto al promedio nacional, la tasa de convergencia condicional refleja el ritmo medio al que las regiones se aproximan a sus propios equilibrios a largo plazo. Así pues, podemos interpretar β_c como un indicador de la velocidad con la que la renta converge a la distribución de equilibrio a largo plazo descrita por los estados estacionarios regionales.

Manipulando la ecuación de convergencia introducida en el apartado a,

$$(3')\quad \overset{t+h}{\underset{t}{\Delta}} \tilde{y}_{rt} = \alpha_r - \beta_c \tilde{y}_{rt} + \varepsilon_{rt} = \beta_c \frac{\tilde{y}_{rt}}{\beta_c} - \beta_c \tilde{y}_{rt} + \varepsilon_{rt}$$

podemos reescribirla en términos de los estados estacionarios regionales,

$$\overset{t+h}{\underset{t}{\Delta}} \tilde{y}_{rt} = -\beta_c(\tilde{y}_{rt} - \tilde{y}_r^*) + \varepsilon_{rt},$$

e introducir variables ficticias regionales para obtener una especificación que permite estimar estos últimos directamente:

$$(9)\quad \overset{t+h}{\underset{t}{\Delta}} \tilde{y}_{rt} = \beta_c\left(\sum_r \Gamma_r DREG_r - \tilde{y}_{rt} \right) + \varepsilon_{rt},$$

donde

$$\overset{t+h}{\underset{t}{\Delta}} \tilde{y}_{rt} = \frac{\tilde{y}_{rt+h} - \tilde{y}_{rt}}{h}$$

es la tasa media de crecimiento relativo durante el período comprendido entre t y t+h.

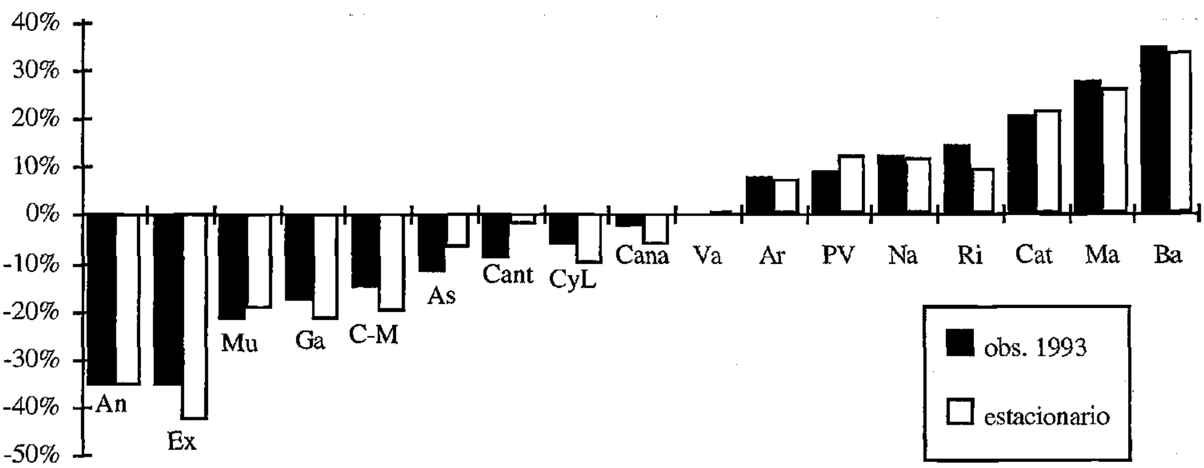
Cuadro 1: Convergencia beta en renta per cápita relativa en las regiones españolas, 1955-93

	[1]	*(t)*	*[2]*	*(t)*
coef. conv. (β)	0,022	(4,76)	0,080	(5,63)
estado estacionario:				
Baleares			0,337	(5,56)
Madrid			0,261	(4,39)
Cataluña			0,218	(3,59)
País Vasco			0,125	(1,87)
Navarra			0,118	(2,00)
Rioja			0,093	(1,57)
Aragón			0,076	(1,28)
Valencia			0,006	(0,11)
Cantabria			-0,018	(0,29)
Canarias			-0,066	(1,08)
Asturias			-0,068	(1,09)
Castilla y León			-0,102	(1,71)
Murcia			-0,197	(3,30)
Castilla la Mancha			-0,201	(3,24)
Galicia			-0,216	(3,56)
Andalucía			-0,357	(6,02)
Extremadura			-0,428	(7,06)
error estandar reg.	0,0207		0,0201	
R^2	0,069		0,173	
desv. est. $\tilde{y}_r^*$	0,00%		20,57%	
desv. est. $\tilde{y}_{rt} - \tilde{y}_r^*$	9,95%		5,12%	
$\bar{\sigma}_y$	9,95%		21,20%	
$\sigma_y(1993)$	19,80%		19,80%	

- *Nota:* Estimación con datos de panel, con 18 observaciones por región (correspondientes a intervalos de dos o tres años).Fuente: BBV.

El Cuadro 1 muestra los resultados obtenidos con dos variantes de esta especificación utilizando datos regionales españoles a intervalos (generalmente) bianuales. Puesto que (el logaritamo de) la productividad regional se expresa en desviaciones sobre el promedio nacional, la convergencia absoluta implicaría que $\tilde{y}_r^* = 0$ para todo r. En la ecuación [1], esta restricción se impone a priori, obteniéndose un coeficiente de convergencia no muy superior al estimado con datos de corte transversal. La segunda ecuación es de la forma (9). Por tanto, el coeficiente de cada una de las *dummies* regionales ($DREG_r$) nos proporciona una estimación del estado estacionario correspondiente. Observamos que la tasa de convergencia se multiplica por cuatro (pasando del 2% al 8%) y que más de la mitad de las variables ficticias regionales resultan significativas. Se rechaza por tanto la hipótesis de convergencia absoluta.[12]

Figura 6: Renta relativa en 1993 vs. valor estacionario estimado



Los resultados de la ecuación de convergencia condicionada apuntan hacia la persistencia, posiblemente indefinida, de importantes disparidades de renta entre las regiones españolas. Como se aprecia en la Figura 6, las comunidades autónomas españolas parecen estar muy próximas a su estado estacionario, por lo que no cabe esperar (en ausencia de algún tipo de cambio estructural) alteraciones significativas en sus posiciones relativas. En base a estos resultados no es previsible, por tanto, una reducción significativa de la desigualdad regional en el futuro, sino más bien todo lo contrario, especialmente una vez tenemos en cuenta el impacto de las perturbaciones aleatorias.

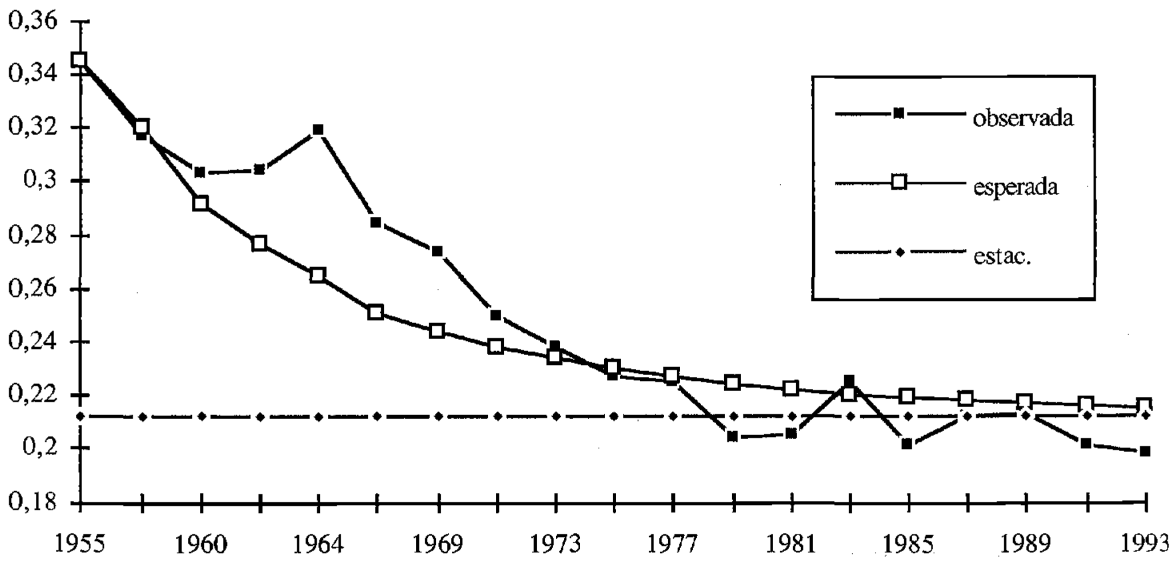
Las últimas columnas del Cuadro 1 muestran la dispersión observada de la renta per cápita relativa regional en 1993 ($\sigma_y(1993)$) junto con el valor a largo plazo de la misma variable predicho por el modelo estimado ($\bar{\sigma}_y$) y los dos componentes de esta última variable (la dispersión de los estados estacionarios y la dispersión en torno a ellos).[13] Si nos atenemos a los resultados de la ecuación [1], el

[12] Véase sin embargo de la Fuente (1998). En este trabajo se sostiene que, si bien parecen existir indicaciones claras de que algunas regiones españolas no están convergiendo hacia el promedio nacional, las estimaciones de los estados estacionarios obtenidas con modelos de efectos fijos como el empleado en este trabajo no constituyen un indicador excesivamente fiable de los niveles regionales de equilibrio a largo plazo. Un problema relacionado es la probable existencia de sesgos importantes en la estimación de la tasa de convergencia condicionada cuando la muestra es corta y/o se utilizan tasas de crecimiento sobre subperíodos cortos que pueden contener mucho "ruido cíclico." Por todo ello, el ejercicio que acabamos de realizar debe considerarse como un primer análisis exploratorio de los datos y no como una caracterización precisa y fiable del proceso que gobierna la evolución de la renta per cápita.

[13] Para calcular $\bar{\sigma}_y$ utilizamos la ecuación (6) del Apartado a, los coeficientes estimados de la ecuación (9) y el error estándar de la regresión como estimador de σ_ε.

nivel estacionario de dispersión de las rentas regionales sería aproximadamente la mitad del observado en 1993, lo que todavía nos dejaría con un amplio margen de convergencia. Nuestros resultados, sin embargo, sugieren que la segunda especificación es claramente preferible, lo que conduce a conclusiones bastante más pesimistas. En concreto, el nivel estacionario de desigualdad es ahora ligeramente superior al observado al final del período muestral, lo que indicaría que el resultado más probable sería un ligero aumento de la dispersión de las rentas en el futuro próximo. La senda observada de la desviación estándar de la renta, finalmente, parece ajustarse bastante bien a las predicciones de este segundo modelo, como se observa en la Figura 7, donde se compara la senda observada de $\sigma_y(t)$ con la predicha por el modelo estimado (ecuación [2]).[14]

Figura 7: Convergencia sigma observada vs. esperada



3.- Las fuentes de la desigualdad y la convergencia

En la sección precedente hemos analizado la dinámica de la distribución de la renta per cápita sin preocuparnos en absoluto sobre las posibles causas de los sustanciales diferenciales de renta que encontramos entre regiones. En muchos casos, sin embargo, nos gustaría poder ir un poco más allá y ofrecer algún tipo de respuesta a la pregunta obvia de qué hay detrás de tales disparidades.

Una técnica que en ocasiones resulta de utilidad para analizar este tipo de problema consiste en partir de algún tipo de descomposición de la renta per cápita en una serie de factores multiplicativos que correspondan a variables que capturen diversos aspectos del problema o respondan a influencias diferentes. Tomando logaritmos y expresando las variables en diferencias con el promedio nacional o muestral, podemos expresar la renta relativa de cada región y su tasa de crecimiento como una suma

[14] La senda esperada de $\sigma_y(t)$ se calcula iterando el sistema de ecuaciones (A.9) derivado en el Apéndice a partir de la situación inicial observada.

ponderada de una serie de factores, lo que nos permite investigar la contribución de cada uno de ellos al nivel de desigualdad y a la convergencia en renta per cápita.

A modo de ilustración, en esta sección trabajaremos con una descomposición bastante habitual en la literatura en la que la renta per cápita se expresa como el producto del nivel de productividad (producto por ocupado) y las tasas de actividad (activos sobre población total) y de ocupación (ocupados sobre activos). Puesto que los determinantes de cada una de estas variables son diferentes, recogiendo en algunos casos factores culturales y demográficos además de puramente económicos, esta descomposición puede servir de base para un primer diagnóstico de las causas inmediatas de la situación relativa de cada región y las fuentes directas de la desigualdad regional.[15]

a.- Componentes de la renta relativa y fuentes de la desigualdad

Aunque la discusión metodológica será bastante más general, los ejercicios que realizaremos en esta sección partirán de la siguiente descomposición. En primer lugar, escribiremos la renta per cápita de una región dada (Y_r) en la forma:

$$(10)\ \frac{VAB_r}{POB_r} = Y_r = Q_r * TEMP_r = \frac{VAB_r}{ocupados_r} * \frac{ocupados_r}{POB_r}$$

donde VAB es el valor añadido bruto regional, Q el producto medio por ocupado y TEMP la tasa de empleo u ocupación total de la población. El segundo de estos factores puede, a su vez, expresarse como un producto. La tasa de empleo es igual al producto de las tasas de actividad (TACT) y de ocupación (TOC, definida como uno menos la tasa de paro):

$$(11)\ \frac{ocupados_r}{POB_r} = TEMP_r = TACT_r * TOC_r = \frac{activos_r}{POB_r} * \frac{ocupados_r}{activos_r}.$$

Más generalmente, podemos partir de una descomposición aditiva en logaritmos del tipo

$$(12)\ y_{rt} = \textstyle\sum_k \theta_k x_{krt} = \sum_k z_{krt}$$

donde y_{rt} es el logaritmo de la renta per cápita de la región r en el período t y $z_{krt} = \theta_k x_{krt}$ su k-ésimo "componente." En el caso que estamos utilizando como ilustración, tendríamos $\theta_k = 1$ para todo k, y los componentes de la renta per cápita (esto es, los x_k o z_k's) serían los logaritmos del producto por ocupado y de las tasas de actividad y participación (que denotaremos por q, tact y toc, respectivamente, utilizando letras minúsculas para indicar que estamos trabajando con logaritmos). Si y_r fuese el producto por ocupado y las x_{kr}'s las dotaciones de factores por trabajador, entonces los θ_k's serían los coeficientes de una función de producción Cobb-Douglas.

Como en la sección anterior, resultará conveniente trabajar en términos relativos. Aplicaremos, por tanto la misma descomposición al logaritmo de la renta per cápita nacional,

$$(13)\ y_t = \textstyle\sum_k \theta_k x_{kt} = \sum_k z_{kt}$$

[15] Existen sin embargo muchas otras posibles descomposiciones que pueden resultar interesantes. Una de ellas, que resulta muy útil en el análisis de los determinantes de la productividad, sería la que, basándose en una función de producción del tipo Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala, nos permite escribir el logaritmo del producto por ocupado como una suma ponderada de las dotaciones de diversos factores productivos por trabajador. Para un ejercicio en esta línea, véase de la Fuente (1996b).

y substraeremos (13) de (12) para obtener

(14) $\tilde{y}_{rt} = \sum_k \theta_k \tilde{x}_{krt} = \sum_k \tilde{z}_{krt}$

donde una vez más las tildes denotan desviaciones logarítmicas (esto es, aproximadamente porcentuales) sobre el promedio nacional,

(15) $\tilde{x}_{krt} = x_{krt} - x_{kt}$

Figura 8a: Descomposición de la renta per cápita relativa, 1955

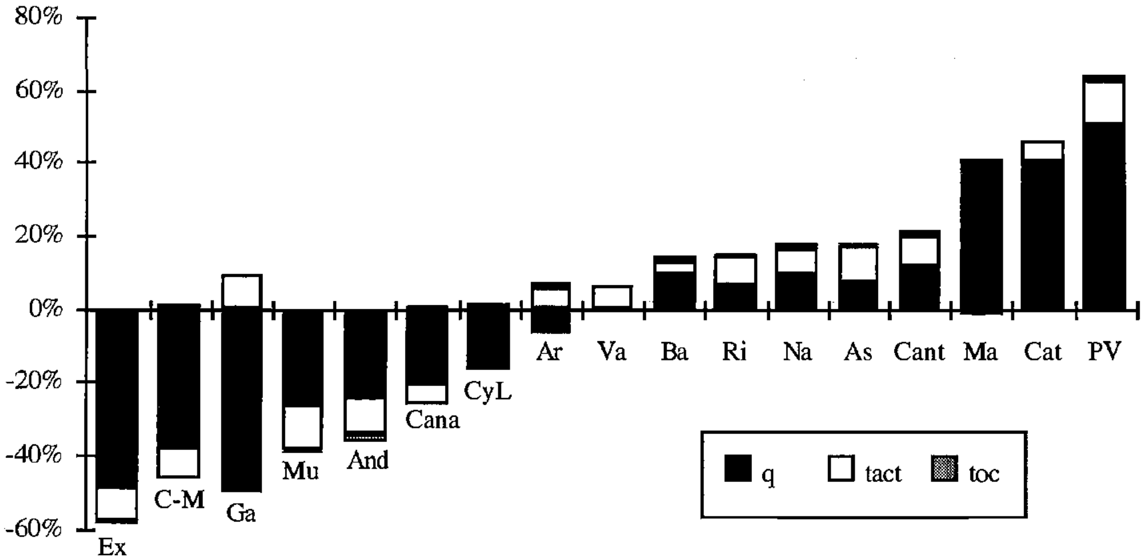
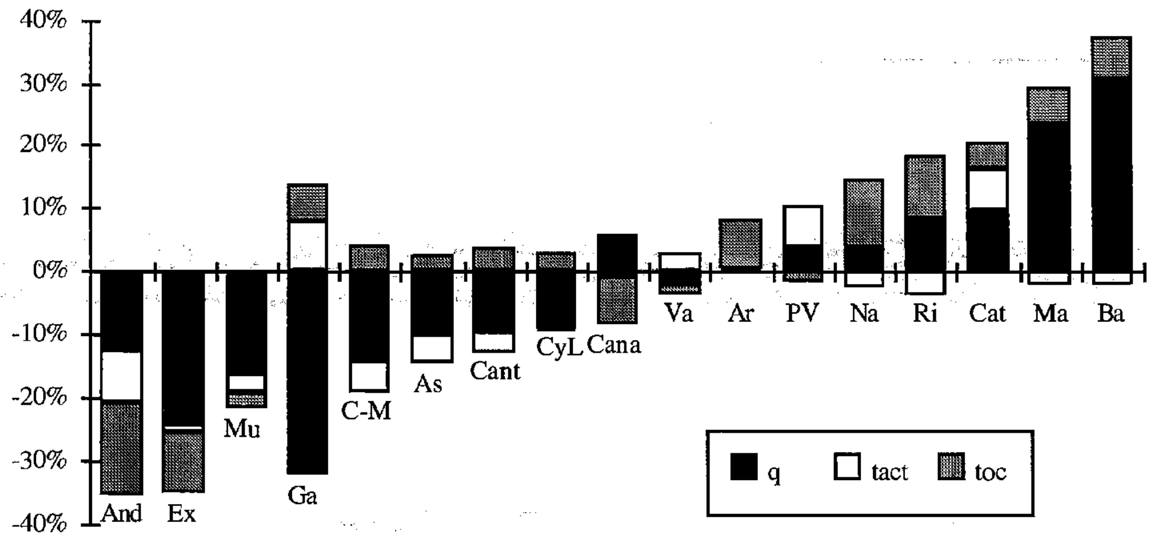


Figura 8b: Descomposición de la renta per cápita relativa, 1993



La ecuación (14) nos dice que $\tilde{y}_{rt}$ se puede expresar como la suma de las desviaciones porcentuales de cada uno de los factores x_{kt} sobre el promedio nacional. Esta expresión nos permite relacionar la renta per cápita relativa de cada región con su posición en terminos de los factores subyacentes, aislando así sus "puntos fuertes" y débiles. En el caso que nos ocupa, la ecuación (14) se podría escribir (cambiando ligeramente la notación)

(16) y.rel = q.rel + tact.rel + toc.rel

y relaciona la renta relativa de cada región con su productividad y sus tasas de actividad y ocupación -- todas ellas expresadas en términos relativos.

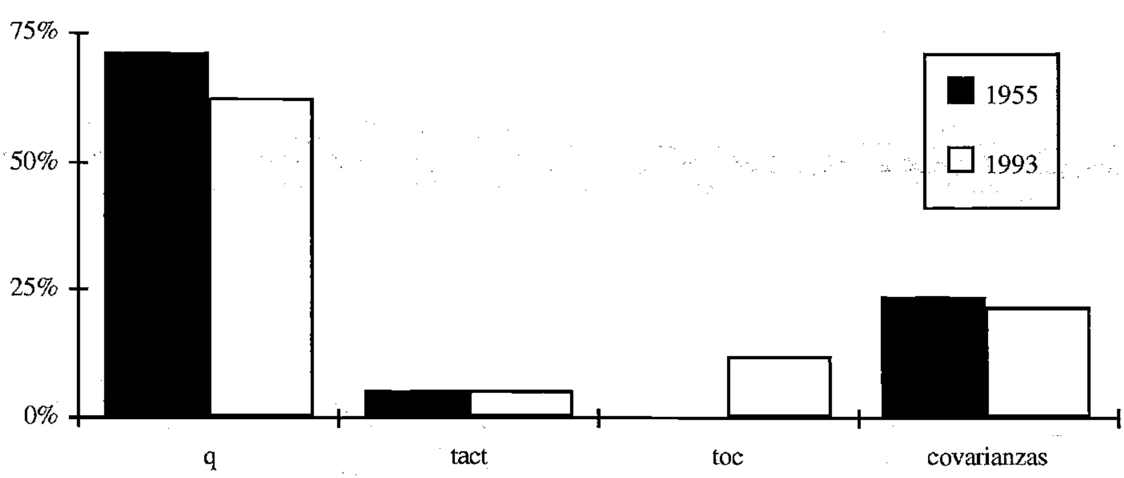
La Figura 8 muestra el resultado de aplicar la descomposición recogida en la ecuación (16) a las regiones españolas en 1955 y 1993. El gráfico revela que la productividad es el componente más importante de la renta per cápita relativa en la mayor parte de los casos. Sin embargo, existen también diferencias apreciables entre las regiones en términos de sus tasas de actividad y ocupación, especialmente en el segundo año. Estos dos factores tienen un impacto significativo sobre la renta per cápita, mitigando en algunos casos los diferenciales de productividad (p. ej. en el caso de Galicia), o reforzándolos en otros (p. ej. en Andalucía).

A la vista del gráfico anterior, puede resultar interesante cuantificar la contribución de cada uno de los componentes de la renta per cápita a la desigualdad total en esta variable. Una forma de enfocar este problema es a través de una *descomposición de la varianza* de la renta relativa (el cuadrado de su desviación estándar). Dada la ecuación (14), podemos tomar la varianza de ambos lados para obtener

$$(17)\ \mathrm{var}\,\tilde{y}_{rt} = \sum_k \theta_k^2\, \mathrm{var}\,\tilde{x}_{krt} + \sum_k \sum_{j\neq k} 2\theta_k\theta_j \,\mathrm{cov}\,(\tilde{x}_{krt}, \tilde{x}_{jrt}) =$$
$$= \sum_k \mathrm{var}\,\tilde{z}_{krt} + \sum_k \sum_{j\neq k} 2\,\mathrm{cov}\,(\tilde{z}_{krt}, \tilde{z}_{jrt})$$

donde cov (a, b) denota la covarianza entre las variables a y b (un estadístico que mide la tendencia de ambas variables a "moverse en la misma dirección"). La ecuación (17), por tanto, nos dice que la dispersión de la renta relativa será una función de la varianza de sus distintos componentes y de la correlación que exista entre los mismos.

Figura 9: Descomposición de la varianza de la renta relativa regional



Utilizando la ecuación (17) podemos medir la contribución de una variable dada a la desigualdad de la renta per cápita a través de su peso porcentual en la varianza de esta última variable. La Figura 9 muestra que en el caso español la varianza de la productividad representa casi dos tercios de la varianza de la renta per cápita relativa en 1993 mientras que las disparidades regionales en tasas de actividad y ocupación tienen un peso muy inferior en la desigualdad total de la renta. El término de covarianza es positivo y bastante significativo, lo que nos indica que, en parte, la desigualdad se ve incrementada por el hecho de que las regiones menos productivas tienden también a tener tasas de actividad y ocupación inferiores al promedio.

Una forma alternativa de cuantificar la contribución de cada uno de los componentes de la renta a la desigualdad total es la de calcular el cambio en la dispersión de la renta que se produciría si se eliminasen todas las diferencias interregionales en este factor, manteniendo los demás constantes. Obsérvese que este efecto neto dependerá no sólo de la varianza del componente de interés sino también de su covarianza con el resto. Por tanto, la respuesta a la pregunta que acabamos de plantear no puede obtenerse directamente de la Figura 9. Para obtener la *contribución marginal del componente j a la desviación estándar de la renta per cápita* ($\Delta_j\sigma_y$) primero hemos de calcular la renta per cápita de cada región tras eliminar este componente,

(18) $\tilde{y}_{r,-j} = \tilde{y}_r - \tilde{z}_{jr} = \sum_{k\neq j} \tilde{z}_{kr}$,

seguidamente computamos la desviación estándar de las rentas netas del componente j,

(19) $\sigma_{y,-j} = \text{desv. est.}\ (\tilde{y}_{r,-j})$,

y finalmente expresamos el descenso en la dispersión de la renta como fracción de su valor observado:

(20) $\Delta_j\sigma_{yj} = \dfrac{\sigma_y - \sigma_{y,-j}}{\sigma_y}$.

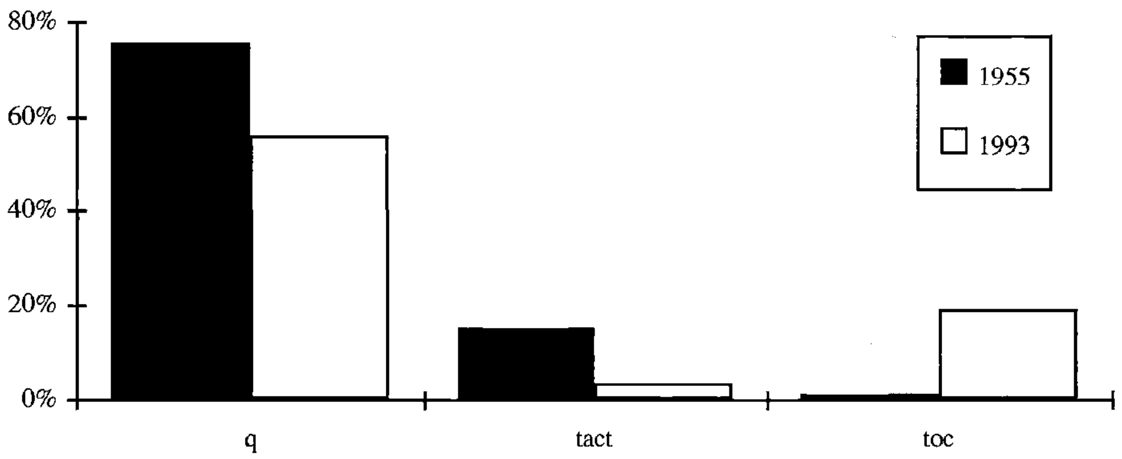
La Figura (10) resume los resultados para el caso español. Una vez más, el peso del componente de productividad es el dominante: la nivelación de los productos medios por trabajador ocupado se traduciría en una reducción de la dispersión de la renta per cápita de casi un 60% en 1993. La igualación de las tasas de paro, por su parte, bastaría para reducir el nivel de desigualdad observado en el mismo año en torno a un 20%.[16]

La comparación de las Figuras 9 y 10 revela una discrepancia un tanto sorprendente a primera vista pero que puede quizás servir para clarificar la principal ventaja del segundo concepto de contribución a la desigualdad que hemos introducido. Obsérvese que aunque el peso de la tasa de actividad en la varianza total de la renta per cápita es prácticamente el mismo en 1955 y 1993 (Figura 9), la contribución marginal de esta variable a la desigualdad de la renta se reduce muy significativamente entre un año y otro (Figura 10). La razón es que la correlación entre la tasa de actividad y el nivel de productividad era claramente positiva en 1955 (por lo que la dispersión del

[16] Es importante interpretar afirmaciones como la que acabamos que hacer con bastante cuidado. Por ejemplo, la eliminación de los diferenciales de paro reduciría la dispersión regional de la renta per cápita en un 20% siempre y cuando los niveles de productividad se mantuviesen constantes. Cabe esperar, sin embargo, que cambios en la tasa de paro se traduzcan en cambios parcialmente compensatorios en el nivel de productividad, lo que puede hacer que el cambio neto en el nivel de renta sea bastante menor del que se derivaría de una aplicación mecánica de la descomposición de la renta que estamos utilizando. Por ejemplo, un descenso de la tasa de paro tendería a reducir el nivel de productividad por al menos dos razones. La primera es que la dotación existente de capital y otros factores productivos habría de repartirse entre un número mayor de trabajadores ocupados. La segunda es que es muy probable que sucesivas incorporaciones al *pool* de ocupados tengan niveles de cualificación cada vez menores.

primer factor tendía a incrementar la desigualdad al reforzar la acción del primero) y es prácticamente nula en 1993, lo que hace que la nivelación de las tasas de actividad no tenga un efecto sistemático sobre el nivel de renta.[17] Puesto que el segundo indicador propuesto captura este hecho (a diferencia del primero), éste es el indicador preferible si lo que nos interesa no es la dispersión de la tasa de actividad per se sino su contribución a la dispersión de la renta.

Figura 10: Contribuciones marginales a la dispersión de la renta relativa regional



b.- Fuentes del crecimiento y de la convergencia

En el apartado precedente nos hemos concentrado en la medición de las fuentes de la desigualdad en un momento dado en el tiempo. En este mostraremos como el mismo tipo de descomposición que hemos venido utilizando puede adaptarse para analizar las fuentes del crecimiento y la convergencia en la muestra.

Partiendo una vez más de la ecuación

$$(12)\; y_{rt} = \sum_k \theta_k x_{krt} = \sum_k z_{krt}$$

abordaremos en primer lugar la descomposición de la tasa de crecimiento de la renta per cápita. Consideremos un período de duración h, entre los años t y t+h. La tasa media de crecimiento de la variable x en la región r durante este período viene dada por

$$\overset{t+h}{\underset{t}{\Delta}} x_{rt} = \frac{x_{r,t+h} - x_{r,t}}{h}.$$

Substrayendo la ecuación (12) evaluada en t de la misma expresión evaluada en t+h y dividiendo por la longitud del período, obtenemos la siguiente relación

$$(21)\quad \overset{t+h}{\underset{t}{\Delta}} y_{rt} = \sum_k \theta_k \overset{t+h}{\underset{t}{\Delta}} x_{krt} = \sum_k \overset{t+h}{\underset{t}{\Delta}} z_{krt}.$$

Esto es, la tasa de crecimiento de la renta per cápita es simplemente la suma de las tasas de crecimiento de sus componentes. Si lo que nos interesa no es tanto el crecimiento de una región en

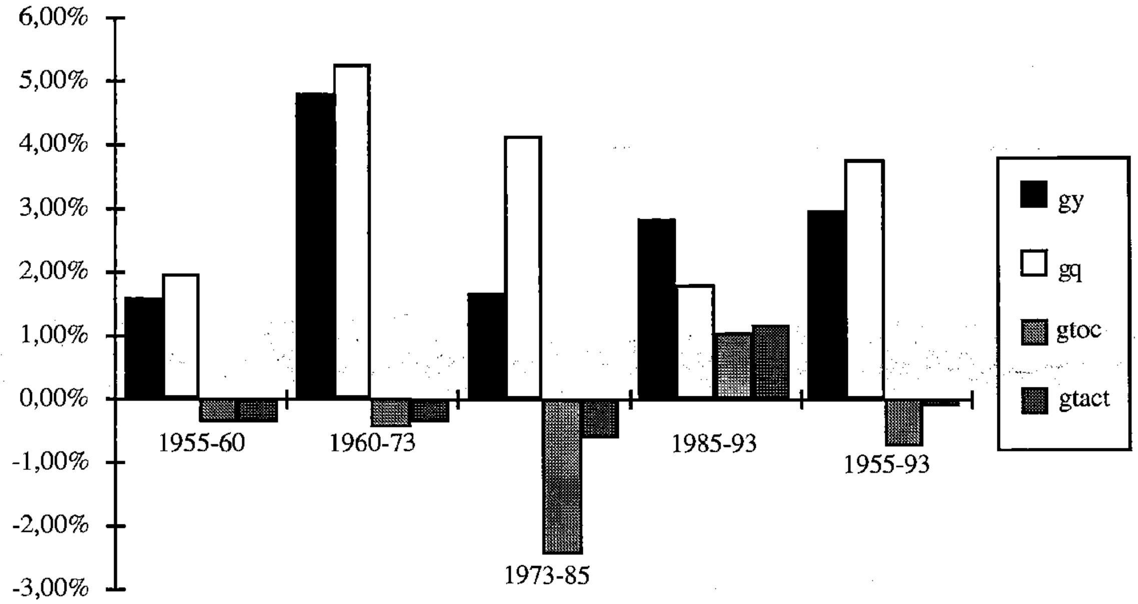
[17] El coeficiente de pendiente de una regresión de la tasa de actividad relativa sobre la productividad relativa desciende de 0,15 en 1955 a -0,01 en 1993 mientras que el R^2 de la regresión pasa de 0,32 a 0,00.

términos absolutos como su evolución en relación al promedio muestral, podemos proceder de la misma forma pero trabajando con la renta relativa. Obtenemos así la siguiente expresión

$$(22)\quad \overset{t+h}{\underset{t}{\Delta}} \tilde{y}_{rt} = \sum_k \theta_k \overset{t+h}{\underset{t}{\Delta}} \tilde{x}_{krt} = \sum_k \overset{t+h}{\underset{t}{\Delta}} \tilde{z}_{krt}.$$

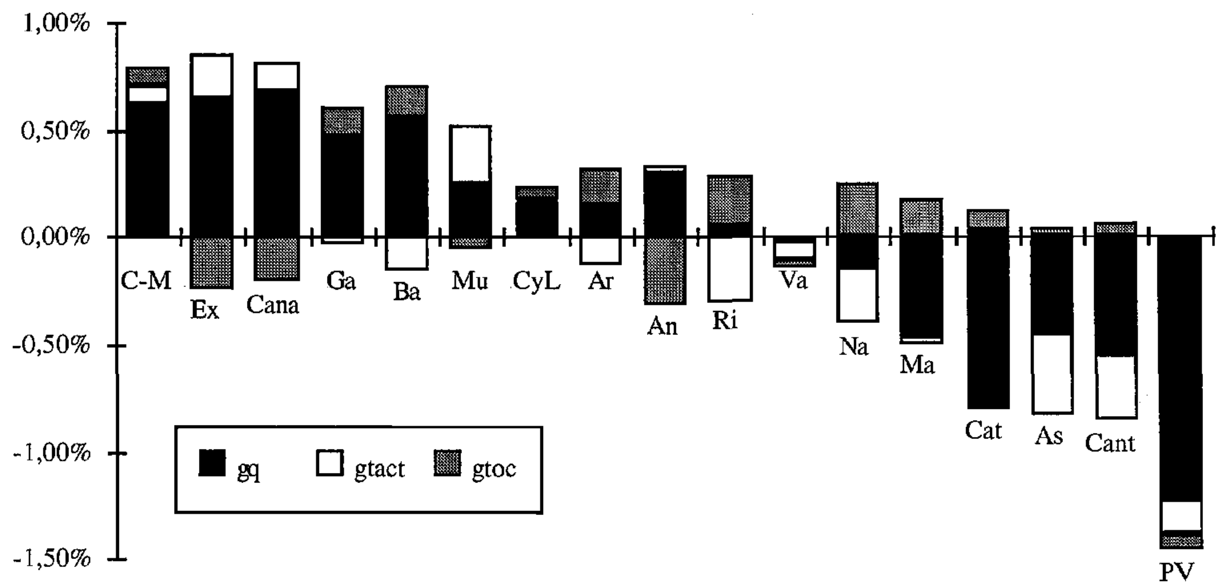
Las ecuaciones (21) y (22) se pueden utilizar para cuantificar la contribución de los diversos componentes de la renta a su crecimiento en términos absolutos o relativos. La Figura 11 resume la evolución de la tasa de crecimiento (absoluta) de la renta per cápita española (gy) y su desglose en sus tres componentes: la tasa de crecimiento del producto por ocupado (gq) y las contribuciones de las tasa de ocupación (ocupados/activos) y de actividad (activos/población total), denotadas respectivamente por gtoc y gtact. Durante el conjunto del período, la renta per cápita real española aumentó a una tasa media del 2,95% mientras que el producto por ocupado lo hizo a una tasa del 3,73%. La diferencia entre las dos cifras refleja la negativa evolución de la tasa de empleo total, debida fundamentalmente al aumento del desempleo (que aporta -0,64 puntos anuales a la tasa de crecimiento). Comparando los diversos subperíodos, destaca la elevada contribución negativa de la tasa de ocupación durante el período de crisis (1973-85), y el importante papel del incremento de la actividad y el empleo durante el período de recuperación, en el que se mantiene la tendencia a la baja de la tasa de crecimiento de la productividad.

Figura 11: Crecimiento de la renta per cápita y sus fuentes inmediatas
España, 1955-93 y subperíodos



Trabajando ahora en términos relativos, la Figura 12 resume los componentes de la tasa de crecimiento de la renta per cápita de cada una de las regiones españolas durante el período 1955-93. Como ocurría en el apartado anterior, la evolución del componente de productividad parece ser la fuerza dominante en la mayor parte de las regiones, pero los otros dos componentes tienen un peso importante en algunos casos. El acusado descenso de la tasa de actividad en Asturias, Cantabria, la Rioja y Navarra ha contribuido de manera significativa al retroceso relativo de estas regiones, mientras que el fuerte aumento del paro andaluz y extremeño ha supuesto un serio freno al crecimiento de estas dos comunidades.

Figura 12: Fuentes del crecimiento relativo de las regiones



El diagrama anterior sugiere que, en términos generales, la evolución de las productividades regionales ha contribuido a la convergencia en renta per cápita entre las regiones españolas, mientras que la relación entre la evolución de los otros dos componentes y el nivel de renta inicial es bastante menos claro. Para concluir esta sección discutiremos dos técnicas que permiten cuantificar la contribución a la convergencia de la evolución de cada uno de los componentes de la renta per cápita relativa.

Hemos visto que el grado de dispersión en niveles de renta es una función de la dispersión de sus determinantes (y de la covarianza existente entre estos). Esta observación sugiere que, como primera aproximación, el proceso de convergencia (o divergencia) en rentas se puede interpretar como la resultante neta de distintos procesos de convergencia en niveles de productividad, tasas de actividad, etc. Resulta por tanto de interés repetir algunos de los ejercicios realizados en la Sección 2 con cada uno de los componentes de la renta per capita por separado con el fin de examinar su grado de dispersión (medido por su desviación estándar, σ_{xk}), la evolución de esta variable y la intensidad de la tendencia hacia la convergencia en cada uno de estos factores, medida por el correspondiente coeficiente de convergencia beta, β_{xk}.

Es importante observar, sin embargo, que una reducción de las disparidades existentes en términos de un componente dado de la renta per cápita no contribuye necesariamente a la reducción de la desigualdad en términos de esta última variable. La razón tiene que ver con los términos de covarianza que aparecen en la ecuación (17). Como ilustración, supongamos por un momento que los diferenciales interregionales en términos de renta per cápita se deben fundamentalmente a diferencias en niveles de productividad (producto por trabajador ocupado) pero que las regiones más pobres presentan en promedio tasas de actividad más elevadas que las ricas. En este caso, la desigualdad en tasas de actividad contribuiría a mitigar los diferenciales de renta inducidos por el factor productividad, y una reducción de la dispersión de la primera de estas variables podría resultar en un incremento de la desigualdad global.

Resulta por tanto necesario distinguir entre la convergencia en cada uno de los componentes de la renta per cápita y su contribución a la convergencia en renta per cápita. La tasa de convergencia (β_{xk}) obtenida de la estimación de una ecuación de convergencia en la variable dada mediría la velocidad del primer tipo de convergencia. Para medir la del segundo de ellos utilizaremos una sencilla modificación de las técnicas precedentes. En primer lugar, estimaremos una serie de *ecuaciones parciales de convergencia* (una para 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 per cápita relativa con datos de corte transversal utilizando promedios sobre el período de interés,

$$(23)\quad \overset{T}{\underset{o}{\Delta}} \tilde{z}_{kr} = \alpha_{ky} + \beta_{ky}\tilde{y}_{ro}.$$

Obsérvese que la variable a explicar en esta regresión es igual a la contribución del factor considerado al crecimiento de la renta per cápita relativa. Por tanto, el coeficiente β_{ky} indicará la velocidad media de convergencia de la renta per cápita en un escenario hipotético en el que cada uno de los países de la muestra mantiene su posición relativa en términos de todos los componentes de la renta per cápita excepto por el factor x_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

$$\textstyle\sum_k \beta_{ky} = \beta_{nc},$$

lo que nos permite decir con propiedad que una fracción dada de la convergencia observada es atribuible a cada uno de los componentes. Finalmente, los residuos de las ecuaciones parciales de convergencia también pueden tener un cierto interés como indicadores de la bondad del comportamiento de cada región en términos de los distintos componentes de la renta después de eliminar un posible efecto de convergencia. Hay que señalar, sin embargo, que a diferencia de las tasas de convergencia, los residuos parciales no suman al residuo total.

Un segundo ejercicio complementario al anterior consiste en aplicar al nivel inicial de renta per cápita relativa ($\tilde{y}_{rt}$) 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 de la renta hubiesen permanecido constantes. Este nivel de renta hipotético inducido por el factor x_k vendría dado por

(24) $\tilde{y}^k_{r,t+h} = \tilde{y}_{rt} + \overset{t+h}{\underset{t}{\Delta}} \tilde{z}_{krt} * h.$

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,

$$(25)\quad \overset{t+h}{\underset{t}{\Delta}} \sigma^k_y = \frac{\text{desv. est. } (\tilde{y}^k_{r,t+h}) - \sigma_y(t)}{\sigma_y(t)},$$

mediría la contribución del componente x_k a la reducción de la desigualdad en rentas per cápita.

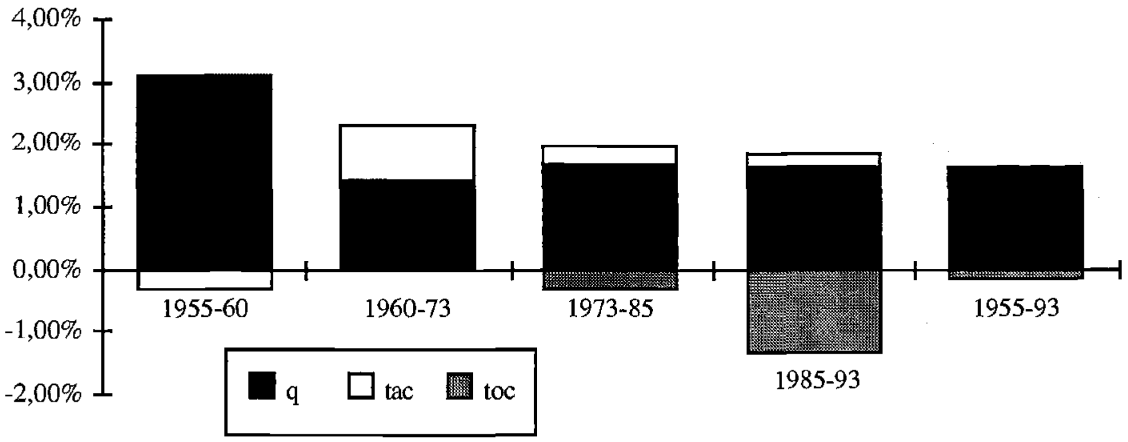
Cuadro 2: Fuentes de la convergencia beta y sigma
Convergencia total y parcial en renta per cápita relativa, 1955-93

	desv. estándar renta relativa			*ec. de convergencia beta n.c.*		
	1955	*1993*	*%Δ*	*β*	*(t)*	*R^2*
observado	0,3452	0,1980	-42,65%	-0,0145	(4,93)	0,618
inducido por:						
productividad	0,3452	0,1955	-43,36	-0,0155	(11,55)	0,899
tasa actividad	0,3452	0,3067	-11,16	-0,0010	(0,57)	0,021
tasa ocupación	0,3452	0,3768	+9,15	0,0020	(1,72)	0,164

El Cuadro 2 resume la contribución de los distintos componentes de la tasa de crecimiento de la renta per cápita a la convergencia en los niveles de esta última variable. Sus tres primeras columnas muestran los valores iniciales y finales (observados e hipotéticos) de la desviación estándar de la renta per cápita relativa y la reducción porcentual de este indicador durante el período 1955-93. 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 per cápita. 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 país sería tan sólo la inducida por cada uno de los componentes por separado, y se obtiene aplicando la ecuación (24) a cada componente k y luego calculando la desviación estándar de la renta hipotética resultante, $\tilde{y}^k_{r,t+h}$. La reducción de la desigualdad con respecto al valor observado en 1955, 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 el incremento de la renta relativa inducido por cada uno de los componentes y la variable explicativa el nivel inicial de renta relativa. 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.

La Figura 13 ilustra la descomposición de la tasa de convergencia total (no condicionada) en sus tres componentes durante el período 1955-93 y cada uno de sus subperíodos. La convergencia observada durante el conjunto del período proviene casi exclusivamente del componente de productividad, con una pequeña contribución negativa de la tasa de ocupación que prácticamente se compensa con el ligero efecto positivo de la tasa de actividad. Cuando consideramos períodos más cortos, sin embargo, se observan cambios significativos en el patrón de convergencia. En primer lugar, encontramos que la contribución de la productividad a la convergencia es siempre positiva y se mantiene bastante estable entre subperíodos a partir de 1960. Por tanto, el acusado descenso de la tasa de convergencia no condicionada se debe basicamente a la evolución de los componentes de empleo de la renta per cápita, destacando el cada vez más fuerte efecto divergente de la tasa de ocupación.

Figura 13: Componentes de la tasa de convergencia beta en renta per cápita



4.- Resumen y conclusiones

En este trabajo hemos presentado algunas herramientas descriptivas para el análisis de la convergencia e ilustrado su utilización mediante una aplicación al caso de las regiones españolas. En la primera sección nos hemos centrado en el análisis de la evolución de la renta per cápita. En primer lugar hemos visto que las técnicas habituales para el análisis de la convergencia beta y sigma proporcionan una manera compacta e intuitiva de resumir gráficamente una buena cantidad de información sobre el comportamiento de la muestra y permiten calcular algunos indicadores útiles del ritmo de reducción de las disparidades regionales.

Seguidamente, hemos utilizado una variante de la ecuación habitual de convergencia no condicionada con el fin de corregir la tasa de crecimiento de cada región por el efecto de convergencia con el fin de obtener una medida más comparable de comportamiento relativo. Finalmente, hemos estimado una ecuación de convergencia condicionada utilizando variables ficticias regionales para controlar por posibles diferencias "fundamentales" entre regiones. Esta última ecuación proporciona una caracterización interesante (aunque, en alguna medida problemática) del proceso que gobierna la evolución de la renta regional y permite estimar la distribución de equilibrio a largo plazo hacia la que tendería la economía en ausencia de "cambios estructurales". Los resultados, por supuesto, han de interpretarse con precaución por cuanto las predicciones del modelo no son sino el fruto de un ejercicio de extrapolación basado en tendencias observadas en el pasado y presentan además algunos problemas econométricos potencialmente importantes. En cualquier caso, una de las principales conclusiones del ejercicio es que, parecen existir diferencias significativas de comportamiento entre las regiones españolas que hacen que muchas de ellas no tiendan a aproximarse al promedio nacional de renta. De acuerdo con nuestros resultados, el proceso de convergencia presenta síntomas de agotamiento que podrían indicar que las rentas regionales han alcanzado niveles próximos a sus valores de equilibrio a largo plazo.

En la segunda sección hemos combinado diversas extensiones de las técnicas de convergencia sigma y beta con una descomposición aditiva de la renta per cápita relativa en tres factores (productividad, actividad y ocupación relativas) con el fin de investigar la contribución de cada una de estas variables a la posición de cada una de las regiones, al nivel global de desigualdad en rentas y al proceso de convergencia. Nuestros resultados indican que las diferencias interregionales en niveles de producto por ocupado son la fuente más importante de la desigualdad regional en renta per cápita. Sin embargo, la evolución de este componente de la renta relativa ha sido claramente "convergente" durante todo el período. El descenso del ritmo observado de convergencia, por tanto, se debe en buena medida a los componentes de empleo de la renta per cápita, destacando el comportamiento cada vez más divergente de la tasa de ocupación.

Apéndice: Un modelo de convergencia

Como en la Sección 2.a del texto, partimos de una ecuación de la forma

$$(3')\ \tilde{y}_{rt+1} = \alpha_r + (1-\beta)\tilde{y}_{rt} + \varepsilon_{rt},$$

donde $\tilde{y}_{rt}$ es la renta relativa del territorio r en el período t. Tomando el valor esperado de ambos lados de (3') dada la renta relativa inicial, $\tilde{y}_{ro}$, y reagrupando términos, obtenemos una ecuación en diferencias lineal y no estocástica en la renta esperada, $\tilde{y}^e_{rt}$:

$$(A.1)\quad \tilde{y}^e_{rt+1} = \alpha_r + (1-\beta)\tilde{y}^e_{rt} \quad \text{con} \quad \tilde{y}^e_{ro} = \tilde{y}_{ro}.$$

Puesto que la ecuación (A.1) es lineal, su solución es de la forma

$$(A.2)\ \tilde{y}^e_{rt} = \tilde{y}_r^* + (\tilde{y}_{ro} - \tilde{y}_r^*)(1-\beta)^t$$

donde

$$\tilde{y}_r^* = \frac{\alpha_r}{\beta}$$

es el estado estacionario de $\tilde{y}^e_{rt}$. Como se aprecia en (A.2), la estabilidad del sistema depende del valor del coeficiente β. Si $\beta \in (0, 1)$, el término $(1-\beta)^t$ tiende a cero monotónicamente cuando $t \to \infty$ y el estado estacionario es estable.

a.- Beta y la velocidad de convergencia

Como hemos indicado en el texto, el coeficiente β se puede interpretar como una medida de la velocidad de convergencia (o divergencia). En este apartado veremos como esta afirmación se puede hacer bastante más precisa. Para ello calcularemos la vida media del proceso de convergencia, definida como el tiempo H en el que se elimina la mitad de la desviación inicial de $\tilde{y}^e_{rt}$ con respecto a su estado estacionario, y mostraremos que H es una función decreciente de β. Es decir, cuánto mayor es el coeficiente de convergencia, menos tiempo tarda el sistema en acercarse a su estado estacionario.

Para calcular la vida media observamos en primer lugar que la renta esperada de la región r en el período H, $\tilde{y}^e_{rH}$, satisface por definición la siguiente condición:

$$(A.3)\ \tilde{y}^e_{rH} - \tilde{y}_r^* = \frac{\tilde{y}_{ro} - \tilde{y}_r^*}{2}.$$

(Es decir, la desviación de $\tilde{y}^e_{rt}$ con respecto a su estado estacionario en el momento H es la mitad de la desviación inicial). Por otro lado, la solución de la ecuación original, dada por (A.2) ha de cumplirse también en el período H, lo que implica (evaluando (A.2) con t = H):

$$(A.4)\ \tilde{y}^e_{rH} - \tilde{y}_r^* = (\tilde{y}_{ro} - \tilde{y}_r^*)(1-\beta)^H.$$

Igualando los lados derechos de (A.3) y (A.4) obtenemos

$$\frac{\tilde{y}_{ro} - \tilde{y}_r^*}{2} = (\tilde{y}_{ro} - \tilde{y}_r^*)(1-\beta)^H$$

de donde

$$(1-\beta)^H = 1/2.$$

Tomando logaritmos de esta expresión y despejando H, obtenemos finalmente la relación buscada entre la vida media del sistema y el coeficiente de convergencia,

$$(A.5)\ H = \frac{\ln 2}{-\ln(1-\beta)},$$

donde se observa que un aumento de β se traduce en una convergencia más rápida.

b.- Evolucion de la dispersión de la renta

Trabajando con la ecuación (3') es posible determinar, además de la senda de la renta esperada de cada región, la evolución esperada de la dispersión de las rentas en la muestra. Para ello necesitaremos la fórmula siguiente. Sean x y z dos variables aleatorias y a y b dos constantes. Entonces, la varianza de la variable aleatoria ax + bz viene dada por

$$(A.6)\ \text{var}(ax + bz) = a^2 \text{ var } x + b^2 \text{ var } z + 2ab \text{ cov}(x, z)$$

donde cov (x, z) es la covarianza entre x y z.

Para aplicar esta fórmula, reescribamos la ecuación (3) en la forma

$$(3')\ \tilde{y}_{rt+1} = \alpha_r + (1-\beta)\tilde{y}_{rt} + \varepsilon_{rt}$$

y recordemos que hemos supuesto que α_r es constante en el tiempo y se distribuye entre regiones con media cero y varianza σ_α^2 y que la perturbación ε_{rt} tiene valor esperado cero y varianza σ_ε^2 y está independiente e idénticamente distribuida en el tiempo y entre regiones y no correlacionada con $\tilde{y}_{rt}$ o α_r. Partiendo de la ecuación (3') obtendremos un sistema de dos ecuaciones en diferencias en la varianza de $\tilde{y}_{rt}$ y la covarianza entre α_r e $\tilde{y}_{rt}$. Este sistema describe la evolución esperada de algunos parámetros de interés de la distribución de la renta.

Aplicando (A.6) a la ecuación (3') obtenemos

$$(A.7)\ \sigma_{t+1}^2 = (1-\beta)^2 \sigma_t^2 + \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\alpha^2 + 2(1-\beta)c_t$$

donde σ_t^2 es la varianza de $\tilde{y}_{rt}$ y $c_t = \text{cov}(\tilde{y}_{rt}, \alpha_r)$. Para obtener la ecuación que describe la evolución de c_t observamos que, puesto que tanto α_r como $\tilde{y}_{rt}$ tienen media cero (por hipótesis en el primer caso y (aproximadamente) por construcción de la variable en el segundo), tenemos que la covarianza entre ambas viene dada por el valor esperado de su producto y que var $\alpha_r = E\alpha_r^2$, donde E indica el valor esperado. Por tanto, tenemos

$$c_{t+1} = E\alpha_r\tilde{y}_{rt+1} = E\alpha_r[\alpha_r + (1-\beta)\tilde{y}_{rt} + \varepsilon_{rt}]$$

donde hemos utilizando (3') para escribir $\tilde{y}_{rt+1}$ en términos de α_r, $\tilde{y}_{rt}$ y ε_{rt}. Operando en la última expresión vemos que

$$c_{t+1} = E\alpha_r[\alpha_r + (1-\beta)\tilde{y}_{rt} + \varepsilon_{rt}] = E\alpha_r^2 + (1-\beta)\, E\alpha_r\tilde{y}_{rt} + E\varepsilon_{rt}\alpha_r.$$

Puesto que α_r y ε_{rt} no están correlacionadas por hipótesis, tenemos que $E\varepsilon_{rt}\alpha_r = 0$ y la expresión anterior se reduce a

$$(A.8)\ c_{t+1} = \sigma_\alpha^2 + (1-\beta)c_t.$$

Combinando (A.7) y (A.8) vemos que la senda esperada de la varianza de la renta y la covarianza entre el nivel de renta y las características fundamentales de las regiones es la solución de un sencillo sistema de ecuaciones en diferencias:

$$(A.9)\quad \begin{bmatrix} \sigma_{t+1}^2 \\ c_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1-\beta)^2 & 2(1-\beta) \\ 0 & (1-\beta) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_t^2 \\ c_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2 \\ \sigma_\alpha^2 \end{bmatrix}.$$

Puesto que la matriz de coeficientes es triangular, los autovalores del sistema son los coeficientes en la diagonal principal, $(1\text{-}\beta)^2$ y $(1\text{-}\beta)$. Por consiguiente, el sistema (A.9) es estable si y sólo si $\beta \in (0, 1)$, esto es, si la ecuación (A.1) es estable.

Este resultado implica que si las características de las regiones no varían con el tiempo y β está entre cero y uno, la renta per cápita converge a largo plazo a una distribución estacionaria. Eliminando los subíndices temporales en (A.9) y despejando σ y c, podemos calcular los valores estacionarios de estas dos variables:

$$\bar{\sigma}^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\alpha^2 + 2(1\text{-}\beta)\bar{c}}{1\text{-}(1\text{-}\beta)^2} \quad \text{y} \quad \bar{c} = \frac{\sigma_\alpha^2}{\beta}.$$

Operando con esta expresión, es fácil ver que la varianza estacionaria de la renta per cápita relativa se puede escribir en la forma[18]

$$(A.10)\ \bar{\sigma}^2 = \frac{\sigma_\alpha^2}{\beta^2} + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\beta(2\text{-}\beta)} = \text{var } \tilde{y}_r^* + \text{var } (\tilde{y}_{rt} - \tilde{y}_r^*).$$

Esto es, la varianza de la renta a largo plazo es la suma de la varianza de las rentas esperadas a largo plazo (var $\tilde{y}_r^*$ = var (α_r/β)) y la varianza de las desviaciones sobre las mismas (var $\tilde{y}_{rt} - \tilde{y}_r^*$)). Esta expresión muestra que la dispersión a largo plazo de la renta relativa $\bar{\sigma}^2$) depende de la varianza de las perturbaciones (σ_ε^2) y de la dispersión de las características de las regiones, resumida por σ_α^2. Durante la transición hacia el estado estacionario, el valor de σ_t^2 podría aumentar o disminuir, dependiendo de si su valor inicial es mayor o menor que $\bar{\sigma}^2$. Por consiguiente, un aumento de la dispersión observada de la renta no implica necesariamente que el sistema sea divergente en el sentido de que $\beta < 0$.

---

[18] Para calcular var $(\tilde{y}_{rt} - \tilde{y}_r^*)$ directamente, reescribimos la ecuación (3') en desviaciones sobre la renta esperada a largo plazo, obteniendo

$$\tilde{y}_{rt+1} - \tilde{y}_r^* = (1\text{-}\beta)\,(\tilde{y}_{rt} - \tilde{y}_r^*) + \varepsilon_{rt}$$

y procedemos como arriba para comprobar que var $(\tilde{y}_{rt} - \tilde{y}_r^*) = \dfrac{\sigma_\varepsilon^2}{\beta(2\text{-}\beta)}$ en el estado estacionario.

- Referencias

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, pp. 2-61.

Banco Bilbao-Vizcaya (antes Banco de Bilbao). *Renta nacional de España y su distribución provincial*, Madrid, varios años.

Barro, R. y X. Sala (1990). "Economic Growth and Convergence Across the United States." NBER Working Paper no. 3419.

Barro, R. y X. Sala (1992). "Convergence." *Journal of Political Economy*, 100(2), pp. 223-51.

de la Fuente, A. (1994). "Desigualdad regional en España: fuentes y evolución," en J. M. Esteban y X. Vives (directores), *Crecimiento y Convergencia Regional en España y Europa, Vol. II*. Instituto de Análisis Económico, Barcelona.

de la Fuente, A. (1996a). "Convergencia y otras historias: economía regional desde una perspectiva neoclásica."*Revista de Economía Aplicada* IV(10), Primavera, pp. 5-64.

de la Fuente, A. (1996b). "On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions." CEPR Discussion Paper No. 1543.

de la Fuente, A. (1997a). "The empirics of growth and convergence: a selective review." *Journal of Economic Dynamics and Control* 21(1), pp. 23-74.

de la Fuente, A. (1997b). "Algunas reflexiones sobre el declive económico de Asturias." Documento de Trabajo PT. 58.97, Universidad Autónoma de Barcelona e Instituto de Análisis Económico, Barcelona.

de la Fuente, A. (1998). "What kind of regional convergence?, Mimeo, Instituo de Análisis Económico, CSIC.

Mankiw, G., D. Romer y D. Weil (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth." *Quartely Journal of Economics* CVII(2), pp. 407-37.

Marcet, A. (1994). "Los pobres siguen siendo pobres: Convergencia entre regiones y países, un análisis bayesiano de datos de panel," en J. M. Esteban y X. Vives (directores), *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa, Vol. II*. Instituto de Análisis Económico, Barcelona.

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, pp. 37-58.

Sala, X. (1994). "La riqueza de las regiones. Evidencia y teorías sobre crecimiento regional y convergencia." *Moneda y Crédito* 198, pp. 13-80.