# LA DISTRIBUCION DEL CRECIMIENTO ECONOMICO EN ESPAÑA. 1955-1993\*

Julio Herrera Revuelta Jesús Santamaría Fidalgo

## 1. INTRODUCCION, OBJETO Y ME TODO

La existencia de diferencias estructurales entre diferentes zonas geoeconómicas da como resultado que éstas tengan diferentes tasas de crecimiento tendencial o del «estado estacionario». Esas diferentes tasas de crecimiento tendencial implican que, aquellas economías que presenten tasas más altas, obtengan producciones per capita más elevadas en menos años, y por lo tanto, tarden menos en lograr tasas altas de bienestar económico en términos de renta.

Tradicionalmente se considera, siguiendo el modelo neoclásico de crecimiento que las economías menos desarrolladas deben crecer a tasas más altas que las desarrolladas debido a la existencia de rendimientos marginales decrecientes, principalmente del capital, y en el final del período de convergencia deben conducir a tasas de crecimiento comunes.

Si existen estructuras productivas diferentes, existirán tasas de crecimiento distintas. En ese caso, cada economía convergirá a sus propias tasas de crecimiento tendencial, y las diferencias en el desarrollo económico permanerán o se ampliarán en el tiempo, salvo que se adopten medidas estructurales que cambien las estructuras productivas.

Durante los últimos años hemos asistido a un renovado interés por el tema del crecimiento económico, y su incidencia en la distribución de la

\* Una versión anterior de este mismo trabajo fue presentada en la Universidad de Málaga en la IV Jornadas de Economía Crítica celebradas del 12 al 14 de marzo de 1998. Así mismo algunos resultados parciales referentes a Castilla y León y a Andalucía los presentamos en el 5ª Congreso de Economía Regional de Castilla y León (octubre de 1997) y en el Primer Congreso de Ciencia Regional de Andalucía (noviembre de 1997). Queremos agradecer a todos los compañeros que en estas reuniones científicas aportaron ideas para mejor nuestro trabajo, aunque la responsabilidad final es sólo nuestra.

renta, con la aparición de numerosos trabajos, tanto teóricos como empíricos, sobre el tema.

La teoría neoclásica tradicional del crecimiento económico (Solow) predice que las tasas de crecimiento de la producción total y de la producción per cápita permanecen constantes en el largo plazo. Mientras que el enfoque moderno de la teoría del crecimiento económico (Romer entre otros) sostiene que dichas tasas de crecimiento no son necesariamente constantes sino que pueden variar en el tiempo.

Los modelos de crecimiento pueden clasificarse en dos clases: modelos de crecimiento exógeno y modelos de crecimiento endógeno. Como por su nombre podríamos intuir los modelos de crecimiento endógeno son aquellos que introducen las variables que los otros modelos consideraban como exógenas en el comportamiento de los agentes de la economía.

Esta diferencia, que parece solamente metodológica, tiene importantes implicaciones en las predicciones teóricas de los modelos. En los medolos de crecimiento exógeno, con movilidad de factores —principalmente del capital— y difusión tecnológica entre las regiones, todas convergerán a largo plazo a una tasa de crecimiento de largo plazo que será idéntica para todas ellas. En ausencia de progreso técnico (en cuyo caso la tasa de crecimiento será cero) la convergencia será hacia un nivel de producción per cápita —del estado estacionario—, que será el mismo para todas; y dicha convergencia tendrá lugar independientemente de las condiciones iniciales o de políticas regionales por parte de los gobiernos. Este resultado que es discutido cuando se trata de convergencia entre países no es discutido cuando se trata de regiones de un mismo país.

En los modelos de crecimiento endógeno, incluso con movilidad perfecta de factores y plena difusión de la tecnología, es el comportamiento de los agentes de la economía ( sus decisiones sobre consumo y ahorro, la inversión en capital humano y tecnológico) lo que determina la tasa de crecimiento de largo plazo, y por tanto esta puede diferir tanto entre países como entre regiones de un mismo país. Además las condiciones iniciales de la economía (nivel de renta per cápita inicial, principalmente)<sup>1</sup>, determinarían las decisiones de los agentes económicos, sobre todo en la inversión de capital humano y tecnológico, por lo que las economías pueden converger o divergir en el tiempo.

La evidencia empírica en este sentido no ha sido clara. Desde el punto de vista de los países parece que ni la convergencia a niveles ni la de las tasas de crecimiento de la producción per cápita son un hecho a lo largo de la historia. Afortunadamente, en los últimos años se ha multiplicado el

<sup>1</sup> Por ejemplo en Ladrón de Guevara, A., Ortigueira, S. y Santos, M. (1994) demuestran, utilizando un modelo de crecimiento endógeno con dos sectores, que pueden coexistir diferentes tasas de crecimiento de largo plazo, y que los países con menor nivel de educación tienen menos incentivos a invertir en educación y crecimiento, por lo que tendrán tasas de crecimiento de largo plazo más bajas.

interés por analizar la evidencia de que las economías evolucionen a largo plazo de tal manera que las diferencias entre ellas desaparezcan. En este sentido se pueden consultar excelentes trabajos como los de Barro y Sala i Martin (1991), Mas, Maudos, Perez y Uriel (1993), Canova y Marcet (1995), De la Fuente (1996) y Pallardó y Esteve (1997). Estos trabajos han adoptado un enfoque de análisis de corte transversal.

El trabajo que presentamos se inscribe en ese creciente interés por la evidencia empírica de la convergencia, aunque nosotros le hemos enfocado desde la perspectiva del análisis de series de tiempo. En este trabajo nos proponemos estudiar si las tasas de crecimiento del «estado estacionario» son diferentes entre Comunidades Autónomas o entre éstas y el conjunto de la economía, lo que daría como resultado que existen estructuras productivas diferentes. De esta manera comprobaremos si se cumple que las regiones menos desarrolladas crecen más rápidamente que las desarrolladas, lo que daría a largo plazo como resultado una convergencia en los niveles de producción per capita entre todas ellas.

Para hallar las tasas de crecimiento del estado estacionario hemos aplicado la metodología de las raíces unitarias en las series de tiempo. Se trata de contrastar si las series de producción real presentan o no una raíz unitaria. Si se puede rechazar la existencia de raíces unitarias en las series, entonces éstas son estacionarias en la tendencia y se podría calcular la tasa de crecimiento de dicha tendencia, que sería aproximadamente la tasa de crecimiento del «estado estacionario». En cambio, si no se puede rechazar la raíz unitaria entonces la serie no sería estacionaria y la tasa de crecimiento tendencial podría ser cualquiera.

El período de nuestro estudio comprende las décadas del sesenta al noventa. Estos años presentan una serie de características históricas que los hacen especialmente atractivos; es un período de fuerte cambio estructural y de crecimiento económico, tanto en España como en Castilla y León, aún con la presencia de ciclos muy marcados.

La fuente estadística que por sectores y Comunidades Autónomas ofrece un período más amplio del VAB y del empleo es el Servicio de Estudios del hoy Banco de Bilbao-Vizcaya.

El trabajo lo hemos desarrollado en cuatro epígrafes. En el primero hemos expuesto el objetivo que nos ha movido a realizar el trabajo y cómo pensamos realizarlo. En el segundo, exponemos, a partir del uso del contraste de raíces unitarias, la forma de calcular las tasas de crecimiento tendenciales o de estado estacionario. En el tercero, describimos los resultados y analizamos las consecuencias que de ellos se derivan. Y en el cuarto, resaltamos las preceptivas conclusiones de nuestro estudio.

# 2. CALCULO DE LAS TASAS DE CRECIMIENTO TENDENCIAL

El tema de si la producción real presenta una raíz unitaria ha sido profusamente investigado en el caso de Estados Unidos, y menos en el resto.

En general, los resultados no son concluyentes, debido a que en muchas de las series que presentan raíz unitaria están encubriendo cambios en la tendencia. Cuando una serie presenta un cambio en la tendencia suele no poder rechazarse la existencia de una raíz unitaria en los test correpondientes. Recientemente, Perron (1989), Zivot y Andrews (1992) y Ben David y Pappell (1994,1995) han desarrollado test para contrastar si una serie de variables presentan una raíz unitaria o son estacionarias con cambio de medias y tendencias. Nosotros vamos a aplicar dicha metodología en este trabajo.

## 2.1. TEST DE RAÍCES UNITARIAS Y TEST DE RUPTURA DE TENDENCIA

La metodología consiste en utilizar los test de Dickey- Fuller ampliados (ADF a partir de ahora) sobre las series de tiempo de producción real y producción real per cápita para los periodos considerados. Los test de raíces unitarias consisten en realizar la regresión:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \, \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \tag{5}$$

donde:

 $y_t$  es el nivel de producción del período en logaritmos

t es la tendencia

 $\varepsilon$  es el término del error que se supone ruido blanco.

 $\Delta$  es el operador de la primera diferencia

Se contrasta el estadístico  $t_{\alpha}$  y se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria si dicho estadístico es significativamente distinto de cero. Puesto que en este tipo de test la distribución del estadístico no es una distribución estándar, los valores críticos se obtienen a través del trabajo de MacKinnon y los proporciona el programa TSP para cada número de observaciones. El número de retardos k se elige siguiendo el criterio de Perron(1989), el último retardo para el cual su estadístico t aparece como significativo.

Si el resultado es que la hipótesis de raíz unitaria no puede rechazarse a los niveles de significación estándar, pasaríamos a la siguiente etapa. Una razón que podría explicar este hecho es que durante el período de estudio haya ocurrido algún cambio estructural que provoque desviaciones a favor de la hipótesis de la existencia de raíz unitaria.

Los test secuenciales de ruptura de tendencia desarrollados por Zivot y Andrews (1992), consisten en estimar la siguiente regresión:

$$\Delta y_t = \mu + \theta D U_t + \beta_t + \gamma D T_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$
 (6)

Las variables tienen el mismo significado que en la ecuación anterior, y además DU es una varible «dummy» para determinar si ha habido cambio en la media y DT es la «dummy» que determina si ha habido cambio en la tendencia. El período para el cual ocurre la ruptura de tendencia lo denominamos  $T_B$ . Las variables «dummy» de ruptura las definimos de la siguiente forma:  $DU_t = 1$  si  $t > T_B$ , 0 para los demás;  $DT_t = t$  si  $t > T_B$ , 0 para los demás. La ecuación se estima secuencialmente para los valores de  $T_B = 2,...,T-1$ , donde T es el número de observaciones, tras aplicar los retardos resultantes de diferenciar las variables. Como el periodo de ruptura se elige aquel para el cual el valor del estadístico de ADF ( el valor del estadístico t de  $\alpha$ ) se maximiza. La hipótesis nula es que la variable presenta una raíz unitaria, frente a la alternativa de que es estacionaria con ruptura de tendencia. Para cada valor  $T_B$  el número de retardos k se selecciona por el criterio explicado anteriormente. Los valores críticos del estadístico se toman de Ben-David y Pappell (1994)².

Una vez obtenida la estacionaridad de las series<sup>3</sup>, pasamos ahora a desarrollar los test de determinación de la ruptura de tendencia. Los test aparecen en Ben-David y Pappell(1995), y consisten en estimar la siguiente regresión:

$$y_{t} = \mu + \theta D U_{t} + \beta t + \gamma D T_{t} + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} c_{j} \Delta y_{t-j} + \varepsilon_{t}$$
 (6)

donde las variables tienen el mismo significado que en la ecuación (6). La ecuación se estima para cada año de ruptura y el estadístico utilizado es el denominado  $supF_t$  (o sup Wald) cuyo valor es el máximo de todas las rupturas de tendencia cuando se contrasta la hipótesis conjunta de  $\theta = \gamma = 0$ . La hipótesis nula de no existencia de cambio estructural se rechaza cuando el estadístico es mayor que el valor crítico. El número de retardos k se elige por los mismos criterios expuestos anteriormente.

Como se puede observar, el método elegido es un enfoque ecléctico, en el que se combina de una componente de tendencia lineal determinista con una modelización ARIMA, con componente aleatoria

#### 2.2. TASAS DE CRECIMIENTO DEL ESTADO ESTACIONARIO

Para calcular las tasas de crecimiento del estado estacionario, supongamos que k = 1, y que suprimimos las variables «dummy» de cambio de

- 2 Elegimos el modelo denominado «C» de Zivot y Andrews (1992), puesto que para la mayoría de los periodos y todas las variables ambas «dummies» resultan significativas. La «dummy» de ruptura de tendencia (DT) siempre resultó significativa.
- 3 En este trabajo tenemos que tomar con precaución los resultados dado que hay que tener en cuenta que el período máximo que consideramos son 38 años, lo cual se sitúa en el límite de lo considerado admisible si como se sabe el poder de explicación de los test de raíces unitarias aumenta con el número de años más que con el número de observaciones.

tendencia y media, así como el término del error. En este caso, la ecuación (7) es una ecuación de la forma:

$$y_t = \mu + \beta t + c y_{t-1} \tag{8}$$

con y, que sigue la siguiente senda temporal:

$$y_{t} = Ac^{t} - \frac{\beta c - (1 - c)\mu}{(1 - c)^{2}} + \frac{\beta}{(1 - c)}t$$
 (9)

donde

$$A = y_0 + \frac{\beta c - (1 - c)\mu}{(1 - c)^2}$$
 (10)

La tasa de crecimiento anual;  $\Delta y_i$  es:

$$\Delta y_{t} = \frac{\beta}{1 - c} - (1 - c) A c^{t - 1}$$
 (11)

Si 0 < c < 1, la tasa de crecimiento converge asintóticamente al valor constante:

$$\lim_{t \to \infty} y_t = \frac{\beta}{1 - c} \tag{12}$$

Si reescribimos la ecuación (8) incluyendo las «dummies» de la tendencia y la constante,

$$y_t = \mu + \theta D U_t + \beta t + \gamma D T_t + c y_{t-1}$$
 (13)

la tasa de crecimiento de largo plazo, es entonces:

$$\Delta y = \frac{\beta + \gamma}{1 - c} \tag{14}$$

durante el periodo durante el cual la variable «dummy» es significativa.

En el caso general con k > 0, escribiendo la ecuación (7), las tasas de crecimiento tendencial son:

$$\Delta y = \frac{\beta}{1 - \sum_{i=1}^{k} c_i},$$

0

$$\Delta y = \frac{\beta + \gamma}{1 - \sum_{j=1}^{k} c_j}$$

cuando se incluye la variable «dummy» de la tendencia, con  $1 - \sum_{j=1}^{K} c_j < 1$ .

Las tasas de crecimiento de largo plazo se estiman a partir de los valores estimados para la tendencia y las ces retardadas. Para el periodo posterior a la ruptura se incorpora el valor estimado del parámetro de la «dummy» de ruptura de tendencia.

# 3. LAS DIFERENCIAS POR COMUNIDADES AUTONOMAS EN LAS TASAS DE CRECIMIENTO DE LARGO PLAZO

En este apartado trataremos de centrarnos en las consecuencias que la ruptura de tendencia en el crecimiento económico que, como veremos a continuación, se produce en la economía española en los años setenta. presenta sobre la distribución de la renta entre Comunidades Autónomas.

Tradicionalmente se considera, siguiendo el modelo neoclásico de crecimiento, que las economías menos desarrolladas deben crecer a tasas más altas que las desarrolladas debido a la existencia de rendimientos marginales decrecientes, principalmente del capital, que hace que en las economías más ricas el rendimiento del capital sea menor que en las más pobres, por lo que éstas últimas acumularían capital más rápidamente originando así tasas de crecimiento mayores. Esas diferentes tasas de crecimiento implican que, aquellas economías que presenten tasas más altas, obtengan crecimiento de la producción per capita más elevada en menos tiempo, y por lo tanto, tarden menos en lograr niveles superiores de bienestar económico, suponiendo tasas de crecimiento de la población homogéneas.

La estimación de las tasas de crecimiento del estado estacionario es importante desde el punto de vista tanto de la teoría como de la política macroeconómica. Por una parte, puede proporcionar un contraste empírico sobre la validez del modelo neoclásico, en el que todas las economías convergen en el largo plazo a una única tasa de crecimiento estacionario, la llamada β-convergencia. Por otra parte, la existencia de una ruptura de tendencia parece indicar que existen cambios estructurales permanentes en las economías que afectan al valor de dicha tasa de crecimiento, lo que da cierta validez a la intervención del gobierno en la economía, en contra de lo predicho por la teoría neoclásica convencional.

La estimación de la tasa de crecimiento tendencial del PIB per cápita para cada una de las Comunidades Autónomas y para el conjunto del Estado, que hemos reflejado en el cuadro nº 1, señala unos resultados muy interesantes, tanto desde el punto de vista de la teoría del crecimiento económico como de la realidad de las economías regionales en España.

Desde el punto de vista teórico, los resultados que hemos obtenido señalan, en primer lugar, que cada una de las Comunidades Autónomas converge a su propia tasa de crecimiento tendencial del PIB per cápita, con lo que esta no es única para el conjunto de la economía española. Este resultado contrasta con las afirmaciones de que cuando se cogen datos por grupos de países parece existir un cierto grado de convergencia, en tasas de crecimiento, entre grupos homogéneos<sup>4</sup> (Barro y Sala i Martín Mas 1991 y otros 1993, De la Fuente 1996).

CUADRO 1. Tasa de crecimiento. Clasificación regional respecto al PIB per cápita 1955.

REGIONES	PIB per capita 1º período	2º período	PIB 3º período	2º período	
PIB per cápita Bajo					
CAST.MANCHA	5,68	2,33	4,66	2,72	
EXTREMADURA	5	2,4	3,33	3,33	
GALICIA	5,06	3,06	5,42	3,64	
MURCIA	6,06	1,57	6,29	3,22	
ANDALUCIA	5,84	1,03	5,16	2,65	
Media	5,53	2,08	4,97	3,11	
Coef. Variación	0,09	0,38	0,22	0,13	
Intermedio					
CANARIAS	6,37	1,99	10,56	4,77	
CAST. Y LEON	5,68	1,67	4,22	3,49	
ARAGON	6,07	2,74	4,93	2,75	
C. VALENCIANA	4,39	2,29	5,43	3,36	
BALEARES	6,17	3,29	5,23	1,77	
RIOJA	4,75	2,52	4,33	3,67	
NAVARRA	5,52	2,39	5,13	3,09	
Media	5,56	2,41	5,69	3,27	
Coef. Variación	0,13	0,22	0,39	0,28	
Alto					
PAIS VASCO	4,47	1,54	5,41	1,86	
CATALUÑA	4,1	2,62	6,32	2,99	
MADRID	4,53	2,23	7,51	3,37	
CANTABRIA	4,78	1,83	4,42	2,41	
ASTURIAS	5,19	1,84	9,41	4,77	
Media	4,61	2,01	6,61	3,08	
Coef. Variación	0,09	0,21	0,29	0,36	
ESPAÑA	5,25	2,05	5,70	3,20	
Coef. Var. (todas Comun.)	0,13	0,26	0,32	0,26	
Coef. Var. (Sin Islas)	0,12	0,25	0,19	0,20	

<sup>4</sup> En este caso, se presume que existe un nivel de renta a partir del cual es esperable la convergencia y por debajo del cual no existe. Nadie explica el porqué de ese nivel de

En segundo lugar, también en el ámbito de lo teórico, se confirma la hipótesis de la moderna teoría del crecimiento económico de que la tasa de crecimiento tendencial no tiene por que ser constante a lo largo del tiempo. En efecto, ni en el conjunto de la economía española ni en ninguna de las Comunidades Autónomas existe una tasa de crecimiento tendencial constante sino que nos encontramos en todos los casos con dos tasas distintas. La ruptura de la tendencia se produce en todos los casos en el entorno de los años setenta.

En el cuadro nº 1 se observa que las tasas de crecimiento tendencial del PIB per cápita se reducen drásticamente en todas las Comunidades Autónomasen la década del setenta. Para el conjunto del Estado la tasa disminuye en el segundo período a menos de la mitad con la que se crecía en el primero. La ruptura de la tendencia con el consiguiente cambio negativo coincide con los años en que se quiebra el largo período de crecimiento que habían conocido los países desarrollados desde la terminación de la segunda guerra mundial.

Ahora bien, la disminución de las tasas tendenciales de crecimiento económico no es la misma en todas las Comunidades Autónomas. Desde el punto de vista de la realidad económica, es decir, del impacto de la ruptura crecimiento económico en la distribución regional de la renta, los resultados resaltan efectos perversos muy poderosos. Hemos calculado el coeficiente de variación de las tasas tendenciales de crecimiento en el primer y en el segundo período (ver cuadro nº 1) obteniendo que la desigualdad se incrementa en un 100%. En efecto, se pasa de un valor de 0,13 (0,12 sin las Islas) al 0,26 (0,25 sin las Islas).

Las consecuencias «negativas» en el incremento de la desigualdad se ven con más nitidez si estudiamos la disminución relativa en la tasa de crecimiento. Hay Comunidades en las que la pérdida ronda el 30%, como Cataluña que pasa de una tasa del 4,1% a una del 2,4% (ver cuadro nº 1), y otras en la que la reducción ronda el 80%, como Andalucía que pasa de una tasa de crecimiento tendencial del 5,84% en el primer período a una del 1,03% en el segundo.

Estos resultados sugieren que parece que no se ha producido la convergencia relativa entre las distintas Comunidades Autónomas que componenen el estado español. Ahora bien, podría estar sucediendo un proceso de convergencia absoluta dado que unas Comunidades Autónomas mantienen tasas de crecimiento del PIB per cápita superiores a otras. No obstante, este proceso no parece posible ya que una de las mayores reducciones se la apunta Andalucía y una de las menores Cataluña.

renta mínimo, y el porqué en la historia ha habido países que tenían un elevado nivel de renta per cápita y ahora están en el subdesarrollo, y países —por ejemplo los llamados «tigres asiáticos»— que partiendo de niveles de renta inferiores al mínimo de la convergencia dieron el «salto» hacia los de la convergencia.

A continuación vamos a estudiar como ha sido la evolución del ranking en los niveles de producción per cápita en la economía regional española y lo relacionaremos con el ranking de las tasas de crecimiento tendencial del PIB per cápita de cada Comunidad. En el cuadro nº 2 están ordenadas, de mayor a menor Pib per cápita, las Comunidades Autónomas en cuatro años del período de estudio: el inicial, el final y dos años de la década del setanta (1971 y 1975). En el cuadro nº3 hemos ordenado, por subperíodos, de menor a mayor tasa tendencial de crecimiento a las Comunidades Autónomas.

El cuadro nº 2 nos permite observar la gran estabilidad en la producción real por activo en el ranking de Comunidades Autónomas. En efecto, las diferencias entre 1955 y 1991 son muy pequeñas, tan sólo Aragón y la Comunidad Valenciana se ponen por encima de la media y Cantabria por debajo en el año 1991 respecto al año 1955. Esta situación de estabilidad se acrecienta si el año final lo comparamos con el año 1975, sólo se produce un cambio, el de Cantabria.

CUADRO 2. Producción real por activo.

1955	1971	1975	1991	
Pais Vasco	Pais Vasco	Madrid	Baleares	
Cataluña	Madrid	Pais Vasco	Madrid	
Madrid	Baleares	Cataluña	Cataluña	
Cantabria	Cataluña	Baleares	Navarra	
Navarra	Cantabria	Navarra	Rioja (La)	
Baleares	Navarra	C. Valenciana	Aragon	
Asturias	Asturias	Asturias	Pais Vasco	
Rioja (La)	Canarias	Aragon	C. Valenciana	
España	Aragon	Rioja (La)	España	
C. Valenciana	España	España	Cantabria	
Aragon	C. Valenciana	Cantabria	Canarias	
Cast. y leon	Rioja (La)	Canarias	Asturias	
Canarias	Murcia	Murcia	Cast. La Mancha	
Andalucia	Cast. y Leon	Cast. y Leon	Cast. y Leon	
Murcia	Andalucia	Andalucia	Murcia	
Cast. La mancha	Cast. la mancha	Cast. La mancha	Andalucia	
Galicia	Extremadura	Extremadura	Galicia	
Extremadura	Galicia	Galicia	Extremadura	

FUENTE: Elaboración propia a partir del cuadro nº.

La situación de estabilidad en el orden regional de la «riqueza», es decir que la regiones ricas al principio del período siguen siendo las regiones ricas al final y las regiones pobres siguen siendo las pobres, es todavía más perversa si analizamos el problema en términos dinámicos.

En el cuadro nº 3, en el que estan ordenadas las Comunidades Autónomas de mayor a menor tasa tendencial de crecimiento, si tomamos la columna correspondiente al segundo período, él de crisis económica, y cru-

zamos los resultados obtenidos en los cuadros nº 2 y nº 3, se puede observar que, excepto el País Vasco y Asturias, todas las Comunidades ricas tienen una tasa de crecimiento tendencial en el segundo período por encima de la media.

El que las diferencias entre Comunidades Autónomas se incrementan, y la existencia de una tasa tendencial para cada una de las ellas parece refutar las predicciones de la escuela neoclásica sobre la convergencia de la economía española, al menos entre los años 1955 y 1991. Este resultado se puede apreciar también gráficamente.

CUADRO 3. Tasas de crecimiento tendencial del PIB per cápita. Orden regional.

1° PERIODO	2º PERIODO	2° / 1°		
Canarias	Baleares	— Cataluña		
Baleares	Galicia	Galicia		
Aragón	Aragón	Baleares		
Murcia	Cataluña	Rioja		
Andalucía	Rioja	Canarias		
Cast. Mancha	Extremadura	C. Valenciana		
Cast. y León	Navarra	Madrid		
Navarra	Cast. Mancha	Extremadura		
Asturias	C. Valenciana	Aragón		
Galicia	Madrid	Navarra		
Extremadura	Canarias	Cast. Mancha		
Cantabria	Asturias	Cantabria		
Rioja	Cantabria	Asturias		
Madrid	Cast. y León	Pais Vasco		
Pais Vasco	Murcia	Cast. y León		
C. Valenciana	Pais Vasco	Murcia		
Cataluña	Andalucía	Andalucía		

FUENTE: Elaboración propia a partir del cuadro nº 1.

En efecto, si dibujamos un gráfico en el que en el eje de abcisas se representen los valores de las tasas de crecimiento y el eje de ordenadas los valores del PIB per cápita del año de ruptura (gráfico nº 1). Si existiera convergencia deberíamos encontrarnos con que podríamos ajustar visualmente una recta de pendiente negativa; en caso contrario podríamos avanzar la hipótesis de no convergencia.

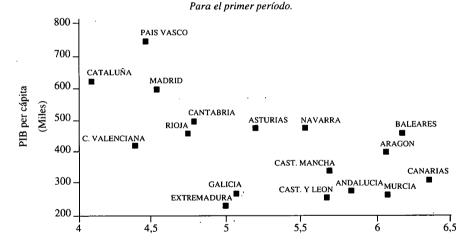
En la representación gráfica propuesta se observa que no es posible encontrar un patrón claro de comportamiento sino que obtenemos una dispersión bastante acusada. Incluso se podría llegar a formular la hipótesis alternativa: regiones de bajo valor del PIB per cápita se asocian a las menores tasas de crecimiento y regiones de mayor valor de PIB per cápita con las tasas más altas. En el primer grupo encontraríamos a regiones como Andalucía, Murcia o Castilla y León. En el segundo, a regiones como Cataluña, Madrid o Baleares.

En esta dinámica de no convergencia, ni absoluta ni relativa, existen algunos valores anómalos como son el País Vasco y Galicia. Como se aprecia en el gráfico nº 1, el País Vasco compagina el mayor valor de PIB per cápita y la segunda menor tasa de crecimiento mientras que Galicia es una de las regiones con menor PIB per cápita y la segunda mayor tasa de crecimiento.

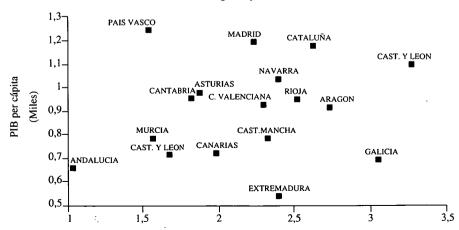
Algebraicamente la convergencia o divergencia del PIB per cápita, en valores o/y en tasas de crecimiento, entre las distintas Comunidades Autónomas del estado español depende de las variaciones del PIB y de la población activa.

GRAFICO 1

PIB per capita/tasa de crec. de L.P.



PIB per capita/tasa de crec. de L.P. Para el segundo período.



Si estimamos la tasa de crecimiento del PIB por Comunidades Autónomas podemos estudiar el crecimiento absoluto de cada Comunidad Autónoma y, de paso analizar en términos relativos la dinámica adaptativa de la población. En el cuadro nº 1 hemos reflejado los resultados de la estimación. En este cuadro podemos ver que las grandes líneas económicas identificadas en la dinámica de la producción per cápita se repiten en la producción real. En efecto, también en este caso cada Comunidad Autónoma converge a su propia tasa de crecimiento y se produce una ruptura estructural en los años setenta.

Ahora bien, en la producción real la ruptura estructural de la tasa de crecimiento no es tan fuerte como en el PIB per cápita. Mientras que en el PIB per cápita la tasa de crecimiento tendencial disminuía más de un 50%, en la producción real pasa del 5,7% al 3,2%. Algo similar sucede en la desigualdad entre Comunidades; el el PIB per cápita el incremento es de más del 100% mientras que en la producción real pasa del 0,19 al 0,20 el valor del coeficiente de variación.

Si ahora comparamos las tasas de crecimiento tendencial del PIB per cápita y del PIB observamos en primer lugar que la disminución de las tasas en el PIBb per cápita es mayor que en la producción real. El diferencial en PIB per cápita es de 3,2 punto mientras que en producción real es de 2,5 puntos.

En segundo lugar, observamos que el diferencial por períodos se incrementa notablemente. El diferencial entre ambas variables en el primer período es de 0,5 puntos mientras que en el segundo es de 1,5 puntos, es decir, se multimplica por tres. En esta evolución económica parece que coincide la ruptura estructural del crecimiento económico con la entrada en la población activa del incremento de natalidad de finales de los cincuenta y los sesenta. De esta manera, observamos que la tasa de crecimiento de la población activa es mucho mayor que la tasa de crecimiento de la producción real a partir de la ruptura estructural.

Ahora bien, la economía neoclásica predice que, en el largo plazo, existirán movimientos de población activa de una regiones a otras hasta que se igualen las productivades marginales, admitiendo incluso, en términos teóricos, que una región pueda tener un sólo habitante. Los datos que a continuación exponemos en el cuadro nº1 no parecen mostrar evidencia empírica a favor de dicha predición.

La Comunidades Autónomas que tenían un menor PIB per cápita de partida sufren un calro retroceso en el diferencial de sus tasas de crecimiento. En el primer período la tasa de crecimiento del PIB per cápita es mayor que la del PIB mientras que en el segundo sucede lo contrario, pasándose de un diferncial positivo de 0,5 puntos a uno negativo de un punto. En el otro extremo, las Comunidades Autónomas que partían de los mayores niveles de PIB per cápita la dinámica es la opuesta: se reduce el diferencial de 2 puntos negativos a un punto negativo. Lo mismo sucede aunque con menor intensidad en las regiones «intermedias». Por tanto, en

las regiones más «ricas», la población activa se reduce más en terminos relativos que en las regiones más «pobres» mientras que el PIB crece a unas tasas similares.

#### CONCLUSIONES

De los resultados que hemos obtenido en este estudio nos parece importante resaltar las siguientes conclusiones:

- 1ª. Las tasas de crecimiento del estado estacionario, o tasas tendenciales, de la producción per cápita no son «necesariamente» constantes a lo largo del tiempo. En el caso de España y sus Comunidades Autónomas encontramos dos tasas tendenciales distintas entre 1955 y 1991. El período de ruptura de la tendencia en la tasa de crecimiento del estado estacionario coincide con la etapa de crisis económica de los años setenta.
- 2ª. En un espacio geoeconómico homogéneo, las tasas tendenciales de crecimiento de la producción real per cápita de las economías que componen dicho espacio no convergen a una única tasa común, sino que cada una de las Comunidades Autónomas converge a su propia tasa de crecimiento. Este resultado implica rechazar una condición necesaria para que se produzca la convergencia.
- 3ª. Las mayores tasas tendenciales de crecimiento del PIB per cápita en la economía española coinciden precisamente con regiones en los que el valor del PIB per cápita está por encima de la media española.
- 4ª. La dinámica de las distintas economías regionales españolas no permite atisbar que se cumpla la predicción neoclásica de convergencia económica sinó más bien al contrario, por lo que, en términos relativos, las regiones más ricas serán más ricas y las pobres más pobres.

Para terminar nos gustaría señalar otras posibles vías de investigación, además de la cuantificación de la divergencia, abierta con este estudio. El haber encontrado distintas tasas de crecimiento tendencial señala la evidencia de que las estructuras productivas de las Comunidades Autónomas españolas son necesariamente distintas. En este sentido, en primer lugar, una posible continuación de esta línea de investigación sería estudiar la aportación factorial al crecimiento económico mediante la estimación de una función de producción. En segundo lugar, analizar la especialización productiva regional y los factores explicativos de esa especialización. Una tercera línea de trabajo se centraría en la influencia que ha tenido la dinámica de la emigración en ambos períodos.

#### **BIBLIOGRAFIA**

- Bajo, O. y Sosvilla-Rivero, S.(1995): «El crecimiento económico en España, 1964-1993: Algunas regularidades empíricas». FEDEA, Documento de Trabajo 95-26.
- Barro, R. y Sala i Martín, X: «Convergence across States and Regions». Rev Brookings Papers on Economic Activity, 1: 1991, pp.107-179.
- BBV. Servicio de Estudios: «La renta nacional de España. Su distribución provincial. Varios años».
- Ben David, D. y Pappell, D. H. (1994): «The great wars, the great crash, and the unit root hypothesis: Some new evidence about and old stylized fact». *NBER Working Paper* n° 4752.
- Ben David, D. y Pappell, D. H. (1995): «The great wars, the great crash, and the unit root hypothesis: Some new evidence about and old stylized fact». *Journal of Monetary Economics*, 36, pp. 453-475.
- Denison, E. (1962): «Sources of Economics Growth in the US and the Alternativs Before US». Committee for Economic Development, NY.
- Dennison, E. (1985): «Trends in American economic Growth, 1929-1982». The Brooking Institution, Washington.
- Dolado, J., Gonzalez-Páramo M y Roldán J. (1993): «Convergencia económica entre provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989)» VI Simposio de Moneda y Crédito, Madrid, Nov.
- Canova, F. y Marcet, A.: «The Poor Stay Poor: Non-Convergence across Countries and Regions». *Economic Working Paper* n° 137, October 1995.
- De la Fuente, A.: «On The Sources of Convergence: a Close Look at The Spanish region». Discussion Paper nº 1543, Centre for Economic policy Research, London, 1996.
- Easterly, W. y Rebelo, S. (1993):. «Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation». *Journal of Monetary Economics*, n° 32, pp. 417-458.
- Edwards, S. (1993): «Openness, Trade liberalization and growth in developing countries». Journal of Economic Literature, n° 31, pp. 1358-1393.
- Fisher, S. (1993): «The Role of Macroeconomics Factors in Growth». *Journal of Monetary Economics*, n° 32, pp. 458-512.
- Gomulka, S. (1971): «Inventive Activity, Diffusion and the Stages of Economic Growth». Institute of Economics, Aarhus.
- Harcourt, C. G. (1975): «Some Cambridge Controversies in the Theory of Capital». Cambridge Unver. Press, London.
- Harrod, R. (1939):. «A Essay in Dynamic Theory». Economic Journal XLIX, pp. 14-33.
- Kuznets, S. (1968): «Toward a Theory of Economic Growth». Norton, NY, 1968.
- Madison, A. (1982): «Phases of Capitalist Development». Oxford University Press, NY.
- Mankiw, G., Romer, D., y Weil, D. (1992): «A Contribution to the Empirics of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics*, no 107, pp. 407-437.
- Marcet A., (1994): «Los pobre siguen siendo pobres: convergencia entre regiones y países, un análisis bayesiano de datos de panel» en J. Esteban y X.Vives (Editores) *Crecimiento y convergencia regional en españa y en Europa*. Instituto de Análisis Económico, Barcelona, 1994, pp. 249-270.
- Mas M, Maudos J, Perez F y Uriel E.: «Disparidades regionales y convergencia en las CCAA españolas». WP-EC 93-05 IVIE.
- Pallardó V. y Esteve V (1997): «Convergencia real en la Unión Europea». Revista de Economía Aplicada vol. V, nº 14, otoño, pp. 25-50.
- Perron, P. (1989): "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis". *Econométrica* 57, pp. 1361-1401.
- Robinson, J. (1938): «The Classification of Inventions». Review of Economics Studies, febrero
- Robinson, J: (1954): "The Production Function and the Theory of Capital". Review of Economics Studies, XXI, pp. 81-106.

Romer, P. (1986): «Increasing returns and long-run growth». *Journal of Political Economy*, n° 94, pp. 1002-1037.

Sachs, J. y Larrain, F. (1993): «Macroeconomics in the Global Economy». Prentice Hall.

Solow, R. (1957): «Technical Change and the Aggregate Production Function», Review of Economics and Statistics, agosto.

Stockey, N. (1994): «Comments on Barro and Lee». Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, n° 40, pp. 47-57.

Zivot, E. y Andrews, D. (1992): «Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis». Journal of Business and Economics Statistics, 10, pp. 251-270.

ANEXO

CUADRO 1. Test de Raíces Unitarias de la Tasa de crecimiento.

Clasificación regional respecto al PIB per cápita 1955.

REGIONES	PIB per capita T-stadist.			K
PIB per cápita Bajo		<del></del>		
CAST.MANCHA	-2,48	7	-2,46	1
EXTREMADURA	-2,21	5	-3,33	5
GALICIA	-2,39	1	-1,74	1
MURCIA	-1,91	7	-1,35	1
ANDALUCIA	-2,93	6	-1,86	1
Intermedio				
CANARIAS	-1,51	1	-1,59	0
CAST. Y LEON	-1,57	1	-2,63	1
ARAGON	-2,68	7	-1,16	2
C. VALENCIANA	-1,16	1	-1,25	1
BALEARES	-2,33	1	-1,98	1
RIOJA	-2,89	1	-3,23	1
NAVARRA	-1,93	1	-1,91	1
Alto				
PAIS VASCO	-2,02	1	-1,56	1
CATALUÑA	-2,14	1	-1,53	1
MADRID	-2,21	1	-1,12	1
CANTABRIA	-2,48	7	-1,59	0
ASTURIAS	-2,79	6	-1,17	1
ESPAÑA	-2,94	7	-1,5	1
Valores Críticos	1%	-4,44		
	5%	-3,64		
	10%	-3,59		

CUADRO 2. Test ADF con ruptura de tendencia de la Tasa de crecimiento. Clasificación regional respecto al PIB per cápita 1955.

REGIONES	PIB per capita		PIB			
	ADF	K	AÑO	ADF	K	AÑO
PIB per cápita Bajo						
CAST.MANCHA	-5,62	1	1971	-6,35	7	1971
EXTREMADURA	-8,41	7	1981	-5,78	6	1979
GALICIA	-5,07	7	1978	-5,46	1	1979
MURCIA	-5,31	1	1975	-5,02	8	1977
ANDALUCIA	-4,82	1	1975	-6,75	7	1978
Intermedio			٠			
CANARIAS	-7,28	9	1979	-4,66	7	1971
CAST. Y LEON	-7,75	2	1977	-5,77	1	1979
ARAGON	-5,37	7	1971	-4,48	7	1975
C. VALENCIANA	-5,48	3	1971	-4,99	3	1971
BALEARES	-5,57	1	1976	-5,39	1	1974
RIOJA	-6,8	2	1979	-5,79	1	1979
NAVARRA	-6,13	1	1976	-4,27	7	1971
Alto						
PAIS VASCO	-5,87	1	1976	-5,4	7	1971
CATALUÑA	-5,93	1	1979	-4,86	1	6
MADRID	-5,11	1	1980	-4,78	7	1975
CANTABRIA	-4,99	1	1973	-3,6	1	1976
ASTURIAS	-6,21	7	1971	-5,42	7	1971
ESPAÑA	-5,11	7	1971	-5,18	7	1971
Valores Críticos	1%	-5,57				
	2,5%	-5,3				
	5%	-5,08				
	10%	-4,82				

FUENTE: Zivot y Andrews (1992).

CUADRO 3. Test de ruptura de tendencia de la Tasa de crecimiento. Clasificación regional respecto al PIB per cápita 1955.

REGIONES	PIB per capita		PIB			
	SupF	K	AÑO	SupF	K	AÑO
PIB per cápita Bajo						
CAST.MANCHA	30,67	2	1971	28,96	8	1971
EXTREMADURA	123,19	8	1981			
GALICIA	21,49	8	1978	31,38	2	1979
MURCIA	29,63	2	1975	22,41	9	1977
ANDALUCIA	27,12	2	1975	37,96	8	1978
Intermedio						
CANARIAS	49,66	10	1979	19,29	8	1971
CAST. Y LEON	62,76	3	1977	24,54	2	1979
ARAGON	19,88	8	1971	16,83	8	1978
C. VALENCIANA	28	, 4	1971	22,59	4	1971
BALEARES	27,08	8	1971	43,44	2	1973
RIOJA	39,91	3	1978	21,73	2	1979
NAVARRA	34,06	2	1976	9,38	8	1971
Alto						
PAIS VASCO	38,35	2	1976	20,42	8	1971
CATALUÑA	29,77	2	1979	23,35	2	1976
MADRID	28,7	3	1979	26,89	8	1975
CANTABRIA	29,11	2	1972	14,53	2	1976
ASTURIAS	21,08	8	1971	20,09	8	1971
ESPAÑA	36,8	8	1971	19,59	8	1971
Valores Críticos	1%	19,9		<del></del>		
	2,5%	17,26				
	5%	15,44				
	10%	13,62				
FUENTE: Ben-David y Pa	apell (1995).					