

Estudios de Economía Aplicada  
Nº 14, 2000. Págs. 73-94

# **La distribución del crecimiento económico en España. 1955-1993\***

HERRERA REVUELTA, J.  
SANTAMARÍA FIDALGO, J.  
*Universidad de Valladolid*

Agradecemos al evaluador anónimo sus comentarios y sugerencias. Todos los posibles errores que queden son exclusivamente nuestros.

## **RESUMEN**

La convergencia entendida por la definición de Barro (1988) tiene como base teórica un modelo de crecimiento neoclásico donde el estado estacionario final es un nivel de producción per cápita que no crece en el tiempo, donde las diferencias entre las economías radican en factores institucionales que hacen diferente ese estado estacionario. Mankiw, Romer y Weill (1992), proponen un modelo deferente donde el estado estacionario es una tasa de crecimiento de la producción per cápita y no un nivel. En este caso, demuestran que los parámetros econométricos que miden la convergencia se refieren a la convergencia de cada economía a su propio estado estacionario y no de éstas entre sí. Recientemente, Angel de la Fuente(1998), obtiene que las economías obtienen un 25% de convergencia entre sus producciones per cápita por la actuación de los factores económicos.

En este trabajo pretendemos contribuir al debate de la convergencia cuestionando uno de los supuestos implícitos del modelo que sirve de base para analizar la convergencia, cual es el de que el estado estacionario (tasa de crecimiento de largo plazo) sea el mismo para las diferentes economías. Utilizando la metodología de raíces unitarias desarrollada a partir de Perron(1988), Zivot y Andrews(1992) y Ben-David y Papell(1994) entre otros, calculamos las diferentes tasas de crecimiento de largo plazo en la CCAA españolas y analizamos la posibilidad de convergencia.

*Palabras clave:* Crecimiento, Convergencia, Test de Raíces Unitarias.

---

\* Una versión previa de este trabajo ha sido presentada en el Congreso Anual de la Asociación Europea de Ciencia Regional (1998) Universidad de Viena y otra versión ha sido aceptada en el Congreso de 1999 de European Economic Association.

## ABSTRACT

The definition of convergence due to Barro(1988) has a theoretical basis the neoclassical growth model where the steady state is a constant per capita GDP that it does not growth on time, where the differences among regions are due to institutional factors. Mankiw, Romer and Weill(1992), proposed a different model where the steady state is a constant growth rate of per capita GDP. They show taht econometric paarameters that measure the convergence make reference to own economy convergence instead of convergence among them. Recently, Aqngel de la Fuente(1998) obtain taht only the 25% of the convergenge among economies is due to economic factors.

In this paper we try to contribute to the debate over convergenge relaxing one of the implicit assumptions of the model using to stady convergence, such that the steady state growth rate is the same for all economies. Using unit root methodologie devolopped from Perron(1988), Zivot and Andrews(1992), and Ben-David and Pappell(1994), among others, we compute the steady state growth rates for the spanish CCAA and we analyse the convergence.

Artículo recibido el 18 de mayo de 1999. Aceptado en septiembre de 1999.

## **1.- Introducción**

No hay ninguna duda de que el tema de la convergencia económica entre diferentes economías tiene un elevado interés tanto desde el punto de vista económico como desde el punto de vista de la política económica.

Desde el punto de vista económico porque plantea directamente los interrogantes sobre la influencia de los diversos factores que determinan la convergencia o la divergencia entre economías y porque es una forma indirecta de comprobar qué factores juegan un papel importante en el crecimiento económico y, por tanto, tratar de ver que modelo de crecimiento puede explicar mejor la dinámica de la economía en el largo plazo.

Desde la política económica, porque si la convergencia existe, la política regional tendrá como única finalidad la aceleración de la convergencia en las regiones más atrasadas, y si no existe convergencia la política económica jugará un importante papel a la hora de solucionar los problemas estructurales que impiden la convergencia.

En los últimos años ha existido un renovado interés en la literatura económica por el tema del crecimiento y la convergencia entre las economías. En España han aparecido una serie de trabajos que han intentado, por una parte determinar la existencia de convergencia entre el los PIB per cápita de las diferentes regiones españolas y, por otra, analizar en que medida los diferentes factores han contribuido a acelerar o retardar el proceso de convergencia.

Los resultados de estos diversos trabajos indican que ha existido convergencia entre las diferentes CCAA españolas, aunque dicho proceso de convergencia no ha sido constante a lo largo del tiempo. La convergencia ha sido mayor hasta los años setenta y a partir de esta fecha se ha producido un estancamiento en dicho proceso. Diversos factores han podido ser la causa de dicho estancamiento como el estancamiento del proceso migratorio, la influencia del peso de la agricultura en la producción total, la diferente influencia del capital humano, la innovación tecnológica, etc.

La convergencia entendida por la definición de Barro (1988) tiene como base teórica un modelo de crecimiento neoclásico donde el estado estacionario final es un nivel de producción per cápita que no crece en el tiempo, donde las diferencias entre las economías radican en factores institucionales que hacen diferente ese estado estacionario. Mankiw, Romer y Weill (1992), proponen un modelo deferente donde el estado estacionario es una tasa de crecimiento de la producción per cápita y no un nivel. En este caso, demuestran que los parámetros econométricos que miden la

convergencia se refieren a la convergencia de cada economía a su propio estado estacionario y no de éstas entre sí. Recientemente, Angel de la Fuente(1997), obtiene que las economías obtienen un 25% de convergencia entre sus producciones per cápita por la actuación de los factores económicos.

En este trabajo pretendemos contribuir al debate de la convergencia cuestionando uno de los supuestos implícitos del modelo que sirve de base para analizar la convergencia, cual es el de que el estado estacionario (tasa de crecimiento de largo plazo) sea el mismo para las diferentes economías. Utilizando la metodología de raíces unitarias desarrollada a partir de Perron(1988), Zivot y Andrews(1992) y Ben-David y Papell(1994) entre otros, calculamos las diferentes tasas de crecimiento de largo plazo en la CCAA españolas y analizamos la posibilidad de convergencia.

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 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) . Estos trabajos han adoptado un enfoque de análisis de corte transversal o datos de panel en los que implícitamente se admitía que la tasa de crecimiento de largo plazo era común para todas las regiones.

En el trabajo, ya referido, de Ángel de la Fuente(1997), se demuestra que los factores económicos que determinan el crecimiento solo explican una convergencia de un 25% permaneciendo el resto como diferencias de renta a lo largo del tiempo entre regiones debido probablemente a la especialización sectorial dentro de las regiones. Esto nos lleva a pensar que esa especialización regional puede llevar a que las diferencias sean permanentes o transitorias. Si la especialización regional lleva a una tasa de crecimiento de largo plazo distinta en las distintas regiones las diferencias serán permanentes, por lo que la política regional tendría un importante papel a la hora de solucionar la especialización regional en las regiones de menor crecimiento.

El trabajo que presentamos se inscribe en ese creciente interés por la evidencia empírica de la convergencia, aunque nosotros le hemos enfocado desde una perspectiva teórica, comprobando el cumplimiento de una de las condiciones necesarias de la teoría de la convergencia. 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 desarro-

lladas, lo que daría a largo plazo como resultado una convergencia en los niveles de producción per capita entre todas ellas. Para ello, hemos adoptado el enfoque empírico del análisis de las series de tiempo.

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. Cálculo 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 correspondientes. 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<sup>1</sup> (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:

$$\Delta y_t = \mathbf{m} + \mathbf{b}t + \mathbf{a}y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \mathbf{e}_t \quad (1)$$

donde:

- $y_t$  es el nivel de producción del período en logaritmos
- $t$  es la tendencia
- $\mathbf{e}$  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:

$$\Delta y_t = \mathbf{m} + \mathbf{q}DU_t + \mathbf{b}t + \mathbf{g}DT_t + \mathbf{a}y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \mathbf{e}_t \quad (2)$$

Las variables tienen el mismo significado que en la ecuación anterior, y además  $DU$  es una variable "dummy" para determinar si ha habido cambio en la media y  $DT$  es

1. Hemos expresado la ecuación general que incluye constante y una tendencia determinista por simplicidad. En cada caso hemos comprobado si dicha constante y la tendencia son significativas para excluirlas del test. Los test ADF son tres: con constante, con tendencia, y con constante y tendencia. En el cuadro correspondiente aparece el valor del test en cada caso.

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  $T_B = 2, \dots, T-1$ , donde  $T$  es el número de observaciones, tras aplicar los retardos resultantes de diferenciar las variables. Como el período de ruptura se elige aquel para el cual el valor del estadístico de ADF (el valor del estadístico  $t$  de  $a$ ) 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)<sup>2</sup>.

Una vez obtenida la estacionariedad 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:

$$y_t = \mathbf{m} + \mathbf{q}DU_t + \mathbf{b}t + \mathbf{g}DT_t + \mathbf{a}y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j y_{t-j} + \mathbf{e}_t \quad (3)$$

donde las variables tienen el mismo significado que en la ecuación (2). La ecuación se estima para cada año de ruptura y el estadístico utilizado es el denominado supFt (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 tendencia y media, así como el término del error. En este caso, la ecuación (3) es una ecuación de la forma:

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.

$$y_t = \mathbf{m} + \mathbf{b}t + cy_{t-1} \quad (4)$$

con  $y_t$  que sigue la siguiente senda temporal:

$$y_t = Ac^t - \frac{\mathbf{b}c - (1-c)\mathbf{m}}{(1-c)^2} + \frac{\mathbf{b}}{(1-c)}t \quad (5)$$

donde

$$A = y_0 + \frac{\mathbf{b}c - (1-c)\mathbf{m}}{(1-c)^2} \quad (6)$$

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

$$\Delta y_t = \frac{\mathbf{b}}{1-c} - (1-c)Ac^{t-1} \quad (7)$$

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

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \Delta y_t = \frac{\mathbf{b}}{1-c} \quad (8)$$

Si reescribimos la ecuación (4) incluyendo las "dummies" de la tendencia y la constante,

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DTt + c y_{t-1} \quad (9)$$

la tasa de crecimiento de largo plazo, es entonces:

$$\Delta y = \frac{\mathbf{b} + \mathbf{g}}{1-c} \quad (10)$$

durante el periodo durante el cual la variable "dummy" es significativa.

En el caso general con  $k > 0$ , escribiendo la ecuación (3), las tasas de crecimiento tendencial son:

$$\Delta y = \frac{\mathbf{b}}{1 - \sum_{j=1}^k c_j} \quad \text{ó} \quad \Delta y = \frac{\mathbf{b} + \mathbf{g}}{1 - \sum_{j=1}^k c_j}$$

cuando se incluye la variable "dummy" de la tendencia, con  $\sum_{j=1}^k c_j < 1$ .

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.

### **3º. Las diferencias por Comunidades Autónomas 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  $\beta$ -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 nº1, 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).

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 nº1 se observa que las tasas de crecimiento tendencial del PIB per cápita se reducen drásticamente en todas las Comunidades Autónomas en 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 nº1) 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 nº1), 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 componen el estado español. Ahora bien, podría estar sucediendo un proceso de convergencia absoluta dado

---

4. 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 por qué de ese nivel de 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.

## CUADRO N° 1

## Clasificación regional respecto a PIB per cápita 1955

	PIB		AÑO RUPTURA	PIB per capita		AÑO RUPTURA
	1° PERIODO	2° PERIODO		1° PERIODO	2° PERIODO	
Baja						
<b>CAST. MANCHA</b>	4.66	2.72	1971	5.68	2.33	1971
<b>EXTREMADURA</b>	3.33	3.33	1979 (A)	5	2.4	1971
<b>GALICIA</b>	5.42	3.64	1979	5.06	3.06	1978
<b>MURCIA</b>	6.29	3.22	1977	6.06	1.57	1975
<b>ANDALUCIA</b>	5.16	2.65	1978	5.84	1.03	1975
STD	1.09163639	0.41984521		0.47467884	0.78865075	
Media	4.972	3.112		5.528	2.078	
CV	0.2195568	0.1349117		0.0858681	0.37952394	
Intermedia						
<b>CANARIAS</b>	10.56	4.77	1973	6.37	1.99	1979
<b>CAST.Y LEON</b>	4.22	3.49	1979	5.68	1.67	1977
<b>ARAGÓN</b>	4.93	2.75	1978	6.07	2.74	1971
<b>C.VALENCIANA</b>	5.43	3.36	1971	4.39	2.29	1971
<b>BALEARES</b>	5.23	1.77	1971	6.17	3.29	1971
<b>RIOJA</b>	4.33	3.67	1979	4.75	2.52	1978
<b>NAVARRA</b>	5.13	3.09	1971	5.52	2.39	1976
std	2.19460703	0.91462977		0.74489053	0.52187848	
Media	5.69	3.27142857		5.56428571	2.41285714	
cv	0.38569544	0.27958115		0.13386993	0.21629066	
Alta						
<b>PAIS VASCO</b>	5.41	1.86	1971	4.47	1.54	1976
<b>CATALUÑA</b>	6.32	2.99	1976	4.1	2.62	1979
<b>MADRID</b>	7.51	3.37	1975	4.53	2.23	1980
<b>CANTABRIA</b>	4.42	2.41	1976	4.78	1.83	1972
<b>ASTURIAS</b>	9.41	4.77	1973	5.19	1.84	1971
std	1.93456197	1.10516967		0.40352199	0.41913005	
Media	6.614	3.08		4.614	2.012	
Cv	0.29249501	0.35882132		0.087456	0.20831513	
CV (Todas Comun.)	0.32	0.26		0.13	0.26	
CV (Sin Islas)	0.19	0.20		0.12	0.25	

Fuente: Elaboración propia

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.

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 nº2 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 setenta (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 nº2 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

## CUADRO Nº 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 nº1

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.

La situación de estabilidad en el orden regional de la "riqueza", es decir que las 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 nº3, en el que están ordenadas las Comunidades Autónomas de mayor a menor tasa tendencial de crecimiento, si tomamos la columna correspondiente al segundo período, el de crisis económica, y cruzamos los resultados obtenidos en los cuadros nº2 y nº3, 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.

### CUADRO Nº 3

#### Tasas de crecimiento de largo plazo del PIB per cápita Orden regional

1º PERIODO	2º PERIODO	2º/1º
CANARIAS	BALEARES	CATALUÑA
BALEARES	GALICIA	GALICIA
ARAGON	ARAGON	BALEARES
MURCIA	CATALUÑA	RIOJA
ANDALUCIA	RIOJA	CANARIAS
CAS.MANCHA	EXTREMADUR	C.VALENCIANA
CAST.Y LEON	NAVARRA	MADRID
NAVARRA	CAST.MANCHA	EXTREMADUR
ASTURIAS	C.VALENCIANA	ARAGON
GALICIA	MADRID	NAVARRA
EXTREMADUR	CANARIAS	CAST.MANCHA
CANTABRIA	ASTURIAS	CANTABRIA
RIOJA	CANTABRIA	ASTURIAS
MADRID	CAST.Y LEON	PAIS VASCO
PAIS VASCO	MURCIA	CAST.Y LEON
C.VALENCIAN	PAIS VASCO	MURCIA
CATALUÑA	ANDALUCIA	ANDALUCIA

Fuente. Elaboración propia a partir del cuadro nº 1

El que las diferencias entre Comunidades Autónomas se incrementan, y la existencia de una tasa tendencial para cada una de las ellas parecen 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.

En efecto, si dibujamos un gráfico en el que en el eje de abscisas 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.

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 nº1 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 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 PIB 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 multiplica 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 productividades 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 predicción.

La Comunidades Autónomas que tenían un menor PIB per cápita de partida sufren un claro 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 diferencial 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 términos 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.

3<sup>a</sup>.- Las mayores tasas tendenciales de crecimiento del PIB per cápita en la economía española coinciden precisamente con regiones en las que el valor del PIB per cápita está por encima de la media española.

4<sup>a</sup>.- La dinámica de las distintas economías regionales españolas no permite atisbar que se cumpla la predicción neoclásica de convergencia económica sino más bien al contrario, por lo que, en términos relativos, las regiones más ricas serán más ricas y las pobres más pobres.

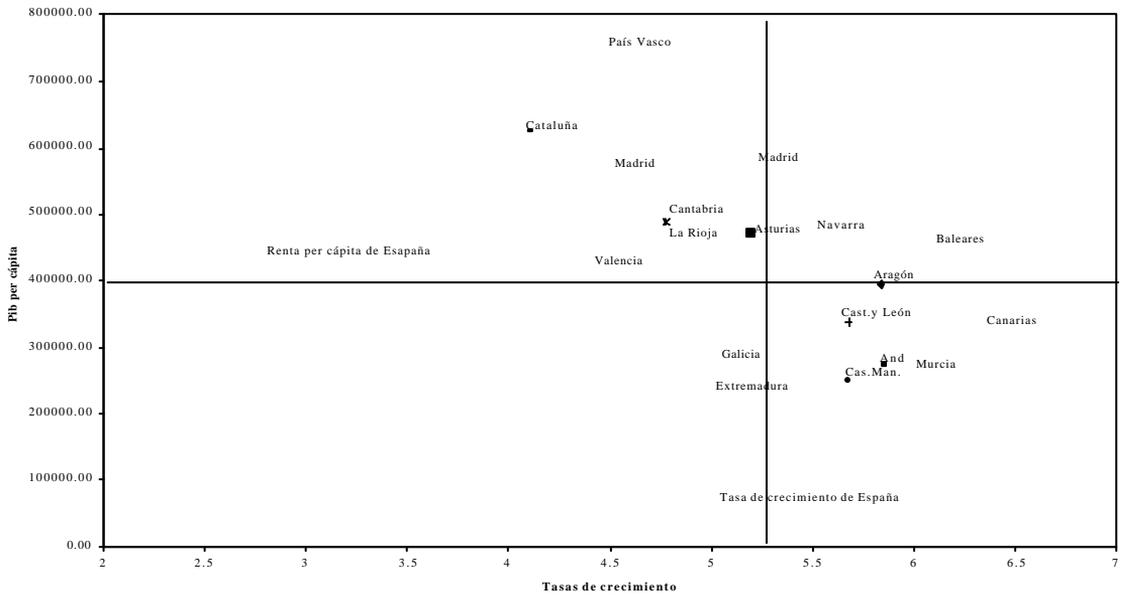
Los resultados y conclusiones aquí obtenidos están condicionados por la metodología de obtener las tasas de crecimiento estacionarias. Parece una forma funcional sencilla y el número de años resulta un poco escaso situándose en el límite de lo aceptable para este tipo de test. La metodología sugiere que la tendencia es lineal, pero podría ocurrir que dicha tendencia no sea lineal lo que podría afectar a los resultados<sup>5</sup>.

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.

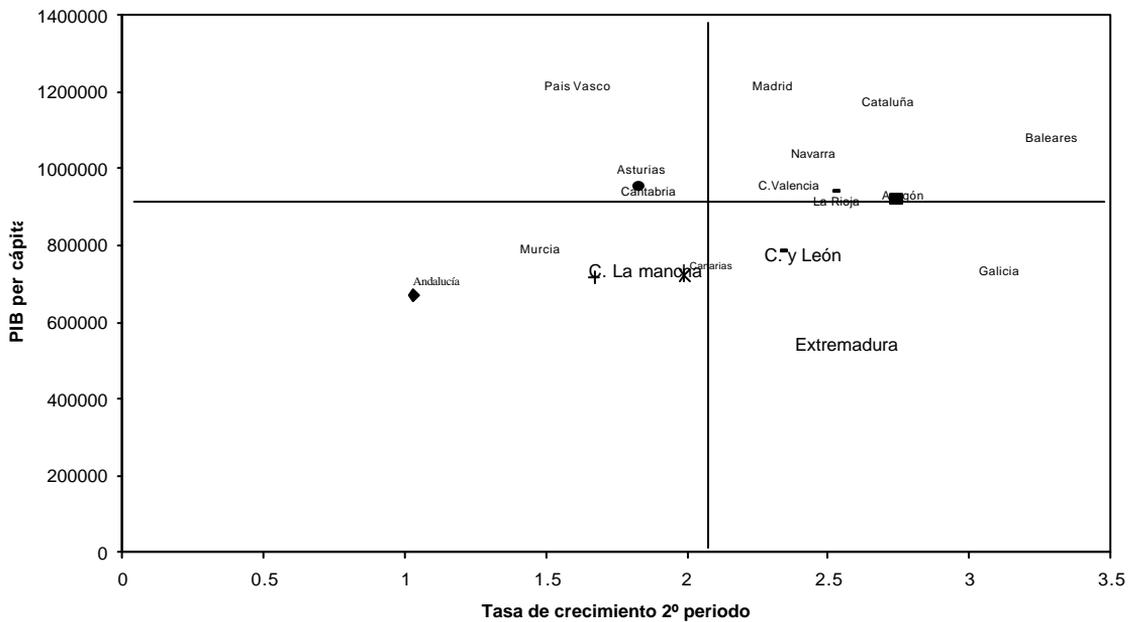
---

5. Podemos suponer que las series del PIB y del PIB per cápita siguen un proceso lineal y similar para cada Comunidad Autónoma y cuya tendencia la podemos aproximar por un modelo lineal con ruptura de tendencia, o que siguen modelos no lineales. Siguiendo a Espasa y otros (1999): " El ciclo de la Economía Española", Conferencia ofrecida en el 6º Encuentro de Investigadores de Análisis Económico, la aproximación de la tendencia con un modelo lineal con ruptura de tendencia es una buena aproximación cuando solamente se quiere estudiar dicha tendencia y no el ciclo, para el cual se aconseja el uso de modelos no lineales. Por otra parte, desde un punto de vista puramente teórico, la tendencia (o tasa de crecimiento a largo plazo, o de equilibrio) debe ser o bien un valor (teoría neoclásica tradicional, siendo su tendencia cero), o un crecimiento a una tasa constante, lo que implica linealidad. De ahí que hemos adoptado dicho supuesto.

**Gráfico 1. Tasa de crecimiento y PIB per cápita**



**Gráfico 2. Tasa de crecimiento y PIB per cápita**



## Bibliografía

- 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(1991): "Convergence across States and Regions". Rev Brookings Papers on Economic Activity, 1: 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, págs. 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.
- DE LA FUENTE, A.(1997): On the sources of convergence: A close look at the spanish regions. Discussion paper N° 1543, CEPR.
- 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.(1995): "The Poor Stay Poor: Non-Convergence across Countries and Regions". Economic Working Paper n° 137, October .
- DE LA FUENTE, A.(1997): "On The Sources of Convergence: a Close Look at The Spanish region". Discussion Paper n° 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. ( !993): "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. (1993): "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". *Econometría* 57, págs. 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*, nº 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*, nº40, 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, págs. 251-270.

## ANEXO

## Cuadro N° A-1

## TEST DE RAICES UNITARIAS

	<i>PIB</i>		<i>PIB per cápita</i>	
	<i>k</i>	<i>ADF</i>	<i>k</i>	<i>ADF</i>
ANDALUCIA	1	-1.865	6	-2.926
ARAGON	2	-1.162	7	-2.68
ASTURIAS	1	-1.171	6	-2.788
BALEARES	1	-1.982	1	-2.344
CANARIAS	7	-2.116	1	-1.513
CANTABRIA	0	-1.594	7	-2.483
CAST.Y LEON	1	-2.635	1	-1.569
CAST.MANCHA	1	-2.436	7	-2.481
C.VALENCIANA	1	-1.247	1	-1.162
CATALUÑA	1	-1.527	1	-2.143
EXTREMADURA	5	-3.331	5	-2.21
GALICIA	1	-1.744	1	-2.39
MADRID	1	-1.12	1	-2.21
MURCIA	1	-1.349	7	-1.917
NAVARRA	1	-1.908	1	-1.936
PAIS VASCO	1	-1.559	1	-2.051
RIOJA	1	-3.233	1	-2.891
ESPAÑA	1	-1.503	7	-2.946

Valores críticos de McKinon

1% -4,22

5% -3,53

10% -3,40

## Cuadro N° A-2

## TEST DE RAICES UNITARIAS CON RUPTURA

	<i>PIB</i>		<i>PIB per cápita</i>	
	<i>k</i>	<i>ADF</i>	<i>k</i>	<i>ADF</i>
ANDALUCIA	7	-6.75	1	-4.85
ARAGON	7	-4.48	7	-5.37
ASTURIAS	7	-5.42	7	-6.21
BALEARES	1	-5.39	1	-5.57
CANARIAS	7	-4.66	9	-7.28
CANTABRIA	1	-3.6	1	-4.94
CAST.Y LEON	1	-5.77	2	-7.75
CAST.MANCHA	7	-6.35	1	-5.62
C.VALENCIANA	5	-4.94	3	-5.48
CATALUÑA	1	-4.86	1	-5.93
EXTREMADURA	6	-5.78	7	-8.41
GALICIA	1	-5.46	7	-5.07
MADRID	7	-4.78	1	-5.11
MURCIA	8	-5.02	1	-5.31
NAVARRA	7	-4.27	1	-6.13
PAIS VASCO	7	-5.4	1	-5.87
RIOJA	1	-5.79	2	-6.8
ESPAÑA	7	-5.18	7	-5.11

Valores críticos de McKinon

1% -4,22

5% -3,53

10% -3,40

## Cuadro N° A-3

## TEST DE RUPTURA DE TENDENCIA

	PIB			PIB per capita		
	Sup F	k	Año	Sup F	k	Año
ANDALUCIA	37.96	8	1978	27.12	2	1975
ARAGON	16.83	8	1978	19.88	8	1971
ASTURIAS	20.09	8	1971	21.08	8	1971
BALEARES	43.44	2	1973	27.08	8	1971
CANARIAS	19.29	8	1971	49.66	10	1979
CANTABRIA	14.53	2	1976	29.11	2	1972
CAST.Y LEON	24.54	2	1979	62.76	3	1977
CAST.MANCHA	28.96	8	1971	30.67	2	1971
C.VALENCIANA	22.59	4	1971	28	4	1971
CATALUÑA	23.35	2	1976	29.77	2	1979
EXTREMADURA				123.19	8	1981
GALICIA	31.38	2	1979	21.49	8	1978
MADRID	26.89	8	1975	28.7	3	1979
MURCIA	22.41	9	1977	29.63	2	1975
NAVARRA	9.38	8	1971	34.06	2	1976
PAIS VASCO	20.42	8	1971	38.35	2	1976
RIOJA	21.73	2	1979	39.91	3	1978
ESPAÑA	19.59	8	1971	36.8	8	1971
Valores Críticos	1%	19.9				
	2.50%	17.26				
	5%	15.44				
	10%	13.62				