

## **CAMBIO ESTRUCTURAL Y CRECIMIENTO ECONÓMICO EN LA ECONOMÍA DE CASTILLA Y LEÓN.**

**Autores:** Julio HERRERA REVUELTA.

Profesor del Dep. Fundamentos Análisis Económico de la  
Facultad de Económicas (Univ. Valladolid)

Jesús SANTAMARÍA FIDALGO.

Profesor del Dep. Historia, Instituciones y Economía Aplicada  
de la Facultad de Económicas (Univ. Valladolid)

La teoría neoclásica tradicional del crecimiento económico (Kaldor, 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) sostiene que dichas tasas de crecimiento no son necesariamente constantes sino que pueden variar en el tiempo.

Nuestro objetivo es analizar si existen cambios estructurales en las tasas de crecimiento a largo plazo de la economía de Castilla y León. La diferencia en los resultados entre ambos enfoques no es trivial puesto que cuanto mayor sea la tasa de crecimiento de largo plazo menor es el tiempo necesario para doblar el nivel de vida inicial.

Utilizando la metodología de las raíces unitarias con cambio estructural hemos encontrado que en Castilla y León la tasa de crecimiento tendencial en la producción real y per cápita se ha reducido hasta casi la mitad en el periodo 79-89 con respecto al periodo 64-78, mientras que en España ha permanecido constante y siempre con valores por encima de los regionales durante el periodo 64-89.

**Palabras clave :** Crecimiento económico, cambio estructural, raíces unitarias.

## INTRODUCCION

La existencia de diferencias estructurales entre diferentes economías tanto en países como en regiones da como resultado que éstas tengan diferentes tasas de crecimiento tendencial o del “estado estacionario”. Esas diferentes tasas de crecimiento tendencial dan como resultado que, aquellas economías que presenten tasas más altas, obtengan producciones per cápita 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 periodo de convergencia deben conducir a tasas de crecimiento del estado estacionario comunes.

Por lo tanto, una primera hipótesis a contrastar, para el cumplimiento de la teoría del crecimiento económico es si las tasas de crecimiento del “estado estacionario” son diferentes entre regiones y/o entre éstas y el conjunto de la economía, lo que implicaría la existencia estructuras productivas diferentes.

Para hallar las tasas de crecimiento del estado estacionario se han utilizado los test de raíces unitarias en las series de tiempo. Se trata de contrastar si las series de producción real y producción real per cápita 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 tema de si la producción real presenta una raíz unitaria ha sido profusamente investigado especialmente en el caso de Estados Unidos, y existen numerosos artículos sobre el tema. 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. Una serie que presenta cambio en la tendencia aparece en los test como la existencia de una raíz unitaria.

Se ha tratado de aplicar dicha metodología a las series de producción real y producción per cápita para España Y Castilla y León, para tratar de estimar las tasas de crecimiento tendencial en ambas economías. La presencia de tasas de crecimiento tendencial diferentes revelarían, por un lado, la existencia de estructuras productivas diferentes que se mantendrían incluso en el largo plazo, y por otro, permitirían comprobar si existe convergencia económica a largo plazo fuera de los mecanismos de distribución del Estado.

Para ello hemos utilizado las series de VAB del Banco de Bilbao, que presentan una serie homogénea por provincias y regiones para un periodo bastante largo de tiempo. Puesto que dichas series presentan periodicidad bianual, se han interpolado las series para obtener periodicidad anual. Los años considerados en el estudio van de 1964 a

1989, ya que para este periodo existen datos homogéneos de capital y población que permitirían tratar por un lado las series per cápita y, por otro, intentar identificar las posibles causas estructurales que expliquen las distintas tasas de crecimiento potencial si existiesen. Puesto que los datos de capital se presentan en valores constantes de 1990 deflactados por los IPCes regionales, se ha utilizado la serie del IPC para deflactar los valores de la producción.

Como dato de población para calcular el PIB per cápita se ha utilizado la población activa, ya que al no existir unanimidad dentro de la literatura económica sobre cual debe ser el concepto de población a utilizar se ha empleado el más extendido, y que en otros trabajos se ha contrastado como el más conveniente<sup>1</sup>.

## METODOLOGIA

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 el periodo 1964-1989. Los test de raíces unitarias consisten en realizar la regresión :

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

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

<sup>1</sup> Véase Dolado, González-Páramo y Roldán (1993).

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, el último retardo para el cual su estadístico  $t$  aparece como significativo.

El rechazo de la hipótesis nula permite calcular el valor de la tasa de crecimiento estacionaria. Así, partiendo de la ecuación (1), y escribiéndola como un proceso autorregresivo de orden  $k$  AR( $k$ ), quedaría:

$$y_t = \mu + \beta t + (1 + \alpha + c_1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} (c_{j+1} - c_j)y_{t-(j+1)} - c_k y_{t-(k+1)} \quad (2)$$

más simplemente como:

$$y_t = \mu + \beta t + \phi_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{j+1} y_{t-(j+1)} + \phi_{k+1} y_{t-(k+1)} \quad (3)$$

donde:

$$\phi_1 = 1 + \alpha + c_1 \quad \phi_{j+1} = c_{j+1} - c_j \quad \text{y} \quad \phi_k = -c_k$$

La solución si  $y_t$  es estacionaria en la tendencia, se obtiene tomando límites en la expresión (3) con  $-1 < \phi_j < 0$  y se obtiene que la producción se aproxima al valor asintótico:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \Delta y_t = \beta / (1 - \sum_{j=1}^k \phi_j) = \frac{-\beta}{\alpha} \quad (4)$$

El rechazo de la raíz unitaria implica que la tasa de crecimiento se estabilizará alrededor de un valor constante que no depende de  $k$  o de las ces. Ese valor es el que llamaremos tasa de crecimiento del “estado estacionario”. En el caso de que se presente una raíz unitaria, es decir, que  $\alpha=0$ , en ese caso  $\lim_{t \rightarrow \infty} \Delta y_t = \infty$ , es decir que la economía crecería sin ningún límite.

### Resultados Econométricos

Hemos aplicado esta metodología a las series de producción real para España y Castilla y León, y los resultados, que se presentan en el cuadro 1, indican que para el caso de España podemos rechazar la hipótesis de raíz unitaria, mientras que no lo podemos hacer para el caso de Castilla y León, tanto para la producción real como para la producción per cápita.

El no rechazo de la raíz unitaria para el caso de Castilla y León, plantea si dicha raíz unitaria se debe a la existencia de un cambio de tendencia en la serie dentro del periodo considerado. Ya hemos apuntado anteriormente que la existencia de una raíz unitaria no puede rechazarse si ha existido un cambio estructural dentro de la serie.

Para comprobar la existencia del cambio de tendencia utilizamos los test ADF con ruptura cuya regresión quedaría de la siguiente forma:

$$\Delta y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

El periodo en el cual ha ocurrido el cambio en los parámetros de la tendencia lo denominaremos  $T_B$ . Las variables "dummy" de ruptura tienen los siguientes valores:

$DU_t = 1$  si  $t > T_B$ , y 0 en los demás; y  $DT_t = t$  si  $t > T_B$ , 0 en los demás. El sistema se estima para  $T_B = 2, \dots, T-1$ , donde  $T$  es el número de observaciones después de ajustar las pérdidas debidas a los retardos.

Para cada valor de  $T_B$ , el valor de los retardos  $k$  se elige según el criterio que hemos aplicado en el test de raíces unitarias sin ruptura. El periodo de ruptura ( $T_B$ ) es aquel para el cual el estadístico de Dickey-Fuller tiene el máximo valor. En este caso las hipótesis a comprobar son que la producción real presenta una raíz unitaria, frente a la hipótesis de que es estacionaria en la tendencia con un periodo de ruptura.

La hipótesis alternativa presenta tres casos. Puede darse que ambas variables  $DU$  y  $DT$  sean significativas, en cuyo caso la ruptura significa un cambio en la ordenada en el origen y en la pendiente, que solamente sea significativa  $DT$ , en cuyo caso existe un cambio de pendiente, o que solamente lo sea  $DU$ , en cuyo caso habría un cambio en la ordenada en el origen y no en la pendiente. En este último caso habría una perturbación que afectaría a los valores de ese periodo pero no a la tasa de crecimiento tendencial. El modelo se estima para cada valor de  $T_B$  con  $DU$  y  $DT$  y se elige el modelo que resulte significativo.

Los resultados, de los cuales presentamos sólo los significativos en el cuadro 2 ; obtenidos para el caso de Castilla y León ,es que se produce un cambio de tendencia, DT aparece significativa, mientras que DU no; en el periodo 1979.El estadístico de Dickey-Fuller presenta el máximo valor, e indica que la serie es estacionaria caundo se considera el cambio de tendencia<sup>2</sup>.

Incorporado ese cambio de tendencia la producción real es estacionaria en la tendencia y se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria. Para Castilla y León, habría durante este periodo (1964-1989) un cambio estructural que cambia la tasa de crecimiento tendencial a partir de 1979 en ambas series.

Una vez obtenida que las series son estacionarias en la tendencia pasamos a calcular los valores de las tasas de crecimiento tendencial para ambas economías, en el caso de Castilla y León para el periodo 1979-1989 la tasa de crecimiento tendencial se obtendría añadiendo al valor de  $\beta$  que es el parámetro de la tendencia el valor del cambio de tendencia  $\gamma$ . Los resultados que se presentan en el cuadro 3 indican que la tasa de crecimiento tendencial de la economía castellano-leonesa se encuentra siempre por debajo de la media nacional, por lo que ambas economías tienden a divergir y no a la convergencia. Pero mientras que durante el primer período (1964-1978) ambas tasas diferían en menos de un 1% , a partir de 1979 la tasa de crecimiento tendencial de Castilla y León se reduce pasando a ser la mitad de la de la economía española (4,1% frente al 2,07% de Castilla y León). Para el caso del PIB per cápita los resultados son

---

<sup>2</sup> Los resultados para la producción real per cápita los presentamos también en el Cuadro 2. Como puede apreciarse son bastante similares a los obtenidos para la producción real, por lo que las conclusiones obtenidas para esta última son las mismas que las que se comentan en el texto para la producción.

muy similares siendo la tasa de crecimiento de la media en España del 4'59% frente al 4'28% en Castilla y León en el primer período que en la economía regional desciende al 2'002% en el segundo.

Estos resultados parecen contradictorios con los obtenidos por otros autores para el caso de convergencia de las economías, si bien, casi todos destacan que en el segundo periodo el nivel de convergencia entre regiones parece estancado, admitían una fuerte convergencia en el período anterior. Nuestros resultados contradicen esos resultados, al menos en el caso de Castilla y León: la tasa de crecimiento tendencial no es la misma sino que es menor en la región que en la media, lo que imposibilita el hablar siquiera de convergencia.

Hemos buscado si los datos confirman de alguna otra forma los resultados que se obtienen con la metodología anterior. Aunque aparentemente las diferencias en números índice parecen crecer menos en el segundo subperiodo que en el primero, hemos calculado la serie del PIB real con base 100 en 1979, con la finalidad de obtener la diferencia acumulada en el segundo periodo desde el año 1979 y compararla con la del primer periodo.

Utilizando las dos series, la primera base 1964 y hasta 1978 y la segunda con base en 1979 y hasta 1989, hemos obtenido la tasa de crecimiento media de la diferencia en el PIB de la siguiente forma:

$$((\text{PIB}_{\text{es}}/\text{PIB}_{\text{cl}})/t) * 100.$$

El resultado ha sido que para el periodo 64-78 el PIB de España crecía al 5,62% más que el de Castilla y León de media, mientras que en el periodo 79-89, esa diferencia crecía al 10,40% anual. Estos resultados confirman los obtenidos con las series de tiempo de que la economía regional diverge de la media nacional a un ritmo mayor a partir de 1978.

Quedaría como futura investigación si esas tendencias se reproducen entre todas las regiones de España y determinar cuales son las posibles causas para que no exista convergencia dentro del país, aunque diversos autores ya habían señalado la existencia de no convergencia entre las economías de los países, o lo que es lo mismo, que en el caso de que no se tomen medidas estructurales específicas las diferencias de riqueza entre países tienden a agrandarse y no a disminuir.

## ANEXO

**CUADRO 1.- Test de Raíces Unitarias**

	Producción Real		Producción per Cápita	
	T-stadis.	k	T-satadis	k
Castilla y L.	-2,43	3	-2,18	2
España	-4,84**	6	-4,27	7
<b>Valores críticos</b>	1%	-4,44		
	5%	-3,64		
	10%	-3,59		

**CUADRO 2.- Test con ruptura de tendencia**

	$\beta$	$\alpha$	$\gamma$	$t_{\alpha}$	k	modelo
Producción	0,12	-3,44	-0,05	-5,006***	7	B
Produ. Per cap.	0,09	-2,27	-0,05	-3,99	7	B

**CUADRO 3.- Tasas de crecimiento tendencial**

	PIB		PIB PER CAPITA	
	Cast. y León	España	Casti. y L.	España
64-78	3,57%	4,19%	4,28%	4,59%
79-89	2,06%	4,19%	2,002%	4,59%

**BIBLIOGRAFIA**

**O.Bajo y S.Sosvilla-Rivero.** "El crecimiento económico en España, 1964-1993: Algunas regularidades empíricas". FEDEA, Documento de Trabajo 95-26, 1995.

**E.Denison.** "Sources of Economics Growth in the US and the Alternativs Before US". *Committe for Economic Delopment*, NY, 1962.

**E.Denison.** *Trends in American economic Growth, 1929-1982*. The Brooking Institution, Washington, 1985.

**J.J.Dolado, J.M. González-Páramo y J.M.Roldán.** "Convergencia económica entre las provincias españolas :Evidencia empírica(1955-1989)". Banco de España. Documento de Trabajo 94-06. 1994.

**S.Ficher.** "The Role of Macroeconomic Factors in Growth". *Journal of Monetary Economics*. nº 32, pp.458-512, 1993.

**Z.Griliches.** "Productivity Puzzels and R&D: Another Explanation". *Journal of Economics Perspectives*, otoño, 1988.

**Z. Jimenez.** "Los factores claves del crecimiento en Castilla y León". *Anuario de Castilla y León*, Ámbito, pp. 144-155, 1995.

**A.Madison.** *Phases of Capitalist Development*. Oxford University Press, NY, 1982.

**G.Mankiw, D.Romer y D.Weil.** "A Contributionto the Empirics of Economic Growth", *Quartely Journal of Economics*, nº 107, 1992, pp.407-437.

**R.Myro.** "Lineas de orientación para una política de desarrollo regional. Revista Asturiana de Economía, nº1, 1994, pp.27-43.

**D. Ben David y D. H. Pappell.** "The great wars, the great crash, and the unit root hypothesis :Some new evidence about and old stylized fact". NBER Working Paper N° 4752. Mayo 1994.

**P.Romer.** "Increasing returns and long-run growth", *Journal of Political Economy* nº94, 1986, pp.1002-1037.

**J.Sachs y F.Larrain.** *Macroeconomics in the Global Economy*. Prentice Hall, 1993.

**R.Solow.** "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statitistics*, agosto, 1957.