

CLUBS DE CONVERGENCIA EN ESPAÑA. EL CASO DE CASTILLA Y LEÓN

Carlos GARCIMARTÍN ALFÉREZ
Fernando MARTÍN MAYORAL
Departamento de Economía Aplicada.
Universidad de Salamanca

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo es examinar la convergencia entre las regiones españolas —con especial incidencia en la comunidad de Castilla y León— mediante un enfoque que permite identificar *clubs* de convergencia. De este análisis se derivan fundamentalmente dos conclusiones. En primer lugar, se observa que la economía española, lejos de mostrar convergencia entre el conjunto de sus regiones, se compone de grupos heterogéneos. En segundo lugar, se constata que la convergencia existente entre algunas Comunidades Autónomas no implica aproximación de los respectivos niveles de renta sino tan solo la fluctuación alrededor de un estado estacionario ya alcanzado en la mayoría de los casos a comienzos de los años sesenta.

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años los trabajos empíricos sobre la convergencia económica han experimentado un notable impulso gracias a la revisión de la teoría del crecimiento. Aunque gran parte de dichos trabajos confirman la existencia de convergencia entre áreas económicas con características similares, esta conclusión continúa siendo controvertida. Una de las razones de la polémica es la posibilidad de que los estudios tradicionales oculten la existencia de diferentes grupos de convergencia dentro del área analizada. En este sentido, el objetivo del presente trabajo es analizar si la economía española presenta un alto grado de homogeneidad en el ámbito regional o, por el contrario, se caracteriza por la presencia de los llamados *clubs* de convergencia. Adicionalmente, se explora el caso particular de Castilla y León.

Las principales conclusiones que se derivan de este análisis son, en primer lugar, que a lo largo de las últimas décadas no se ha producido convergencia a nivel nacional aunque sí entre algunas de las Comunidades Autónomas, lo que permite constatar la existencia de *clubs* de convergencia. En segundo lugar, el examen realizado muestra que en aquellos grupos donde hay convergencia no se está produciendo una aproximación entre las diferentes regiones que lo componen sino una fluctuación de las mismas

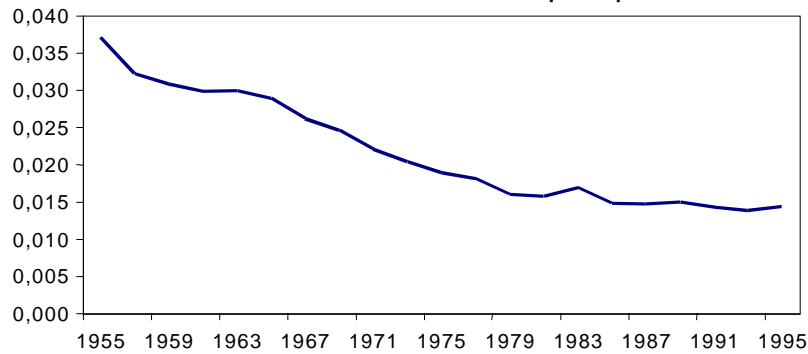
alrededor de un estado estacionario relativo alcanzado, en la mayor parte de los casos, al principio del periodo analizado. Finalmente, se comprueba que si bien existe un grupo de regiones que ha experimentado una notable aproximación hacia las áreas más desarrolladas, ello no se debe a un proceso de convergencia sino que constituye un fenómeno exógeno que no permite predecir el comportamiento futuro de dichas regiones.

2. CONVERGENCIA EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS. EVIDENCIA EMPÍRICA

Aunque el estudio de la convergencia ha sido ampliamente abordado desde muy diversos enfoques, los trabajos de Barro y Sala-i-Martin (1991 y 1992) han introducido en la literatura dos conceptos de convergencia cuyo uso se ha generalizado desde entonces. El primero de ellos es la llamada convergencia- σ , que se produce cuando la dispersión en términos de renta per capita entre regiones o países se reduce a lo largo del tiempo. El segundo concepto es la denominada convergencia- β , que implica una relación inversa entre la tasa de crecimiento de una región o país y su nivel de renta per cápita. A su vez, la convergencia- β puede ser de dos tipos: absoluta, cuando todas las regiones alcanzan un mismo estado estacionario, y condicionada, cuando dichos estados difieren. Finalmente y dada la relevancia que ello tiene en el presente trabajo, debe subrayarse que la existencia de convergencia- β es una condición necesaria pero no suficiente para la presencia de convergencia- σ .

Respecto a la esta última, el gráfico (1) recoge el coeficiente de variación (desviación típica dividido por media) del valor añadido bruto per capita (VAB pc) de las Comunidades Autónomas españolas (CC.AA.) durante el periodo 1955-1995¹. Como puede comprobarse, existe un fuerte proceso de convergencia desde los años cincuenta hasta el comienzo de la segunda crisis petrolífera, momento a partir del cual dicho proceso se agota.

Gráfico 1. Coeficiente de variación de la renta per capita en las CC.AA.



En cuanto a la denominada convergencia- β , esta hipótesis puede expresarse mediante la siguiente ecuación²

$$\hat{y} = c + \beta(\hat{y} - \hat{y}_L) \quad (1)$$

donde la variable \hat{Y} indica el valor añadido bruto per capita de la región correspondiente y el subíndice L se refiere a la región líder. Si existe convergencia- β este parámetro debería ser negativo, de modo que si el VAB pc de la región correspondiente es menor que el de la región líder su tasa de crecimiento será mayor. Con el fin de contrastar esta hipótesis para las regiones españolas, se ha procedido a modificar la ecuación (1) de la siguiente forma. En primer lugar, se ha restado en ambos lados de la misma la variable \hat{y}_L , obteniendo

$$\hat{y}' = c' + \beta(\hat{y} - \hat{y}_L), \quad (2)$$

donde $\hat{y}' = \hat{y} - \hat{y}_L$ y $c' = c - \hat{y}_L$. De este modo, se especifica la tasa de crecimiento y el VAB pc de la región correspondiente en términos relativos respecto a la región líder. La ecuación (2) presenta la siguiente solución

$$\hat{y}' = (\hat{y}'_0 + \frac{c'}{\beta})e^{\beta t} - \frac{c'}{\beta}. \quad (3)$$

Si se sustrae el término \hat{y}'_0 de ambos lados de (3) se obtiene

$$\hat{y}' - \hat{y}'_0 = C + B\hat{y}'_0, \quad (4)$$

donde $C = \frac{c'}{\beta}(e^{\beta t} - 1)$ y $B = (e^{\beta t} - 1)$.

De esta forma, la hipótesis de convergencia- β . puede contrastarse mediante una regresión de la ecuación (4), cuyos resultados para las CC.AA. españolas se recogen en el cuadro (1).

Cuadro 1. Convergencia-β (I). Periodo 1955-1995		
Parámetro	Valor	Ratio-t
C	0,021	0,33
B	-0,556	5,33
R^2 :0,65	DW:2,4	

Estos resultados permiten ver cuatro aspectos. El primero de ellos es que el parámetro de convergencia es significativo y muestra el signo correcto, lo que indica una aproximación del VAB pc de las CC.AA. españolas a la región líder (en este caso una media de los valores de Cataluña, el País Vasco y Madrid). El segundo es que el valor implícito de β es $-0,02$ y el de la inversa de su valor absoluto es 49,2. Esta última cifra señala el tiempo requerido para eliminar alrededor del 63% de la discrepancia entre el valor actual de la variable y su estado estacionario³. Se trata por tanto de unos 50 años, lo que significa que aunque existe un proceso de convergencia, éste es bastante lento. En tercer lugar, cabe resaltar el elevado valor del estadístico R^2 , que indica que una sola variable, el retraso relativo de una región en el momento inicial (\hat{y}'_0), explica el 65% de las diferencias de crecimiento entre regiones. Finalmente, el estado estacionario de la diferencia logarítmica del VAB pc de una región con el correspondiente líder viene dado por la expresión $(-c'/\beta)$, que, de acuerdo a las estimaciones obtenidas, no tiene un valor significativamente distinto de cero, lo que implica convergencia absoluta entre las regiones españolas.

Sin embargo, dado que el análisis de convergencia- σ realizado anteriormente mostraba que las regiones españolas habían agotado el proceso de convergencia al inicio de la segunda crisis petrolífera, se ha decidido dividir el periodo analizado en dos subperiodos, 1955-1979 y 1979-1995. Los cuadros (2) y (3) muestran los resultados de las regresiones correspondientes y en ellos puede observarse que se corrobora lo indicado en el análisis de la convergencia- σ .

Cuadro 2. Convergencia-β (II). Periodo 1955-1979		
Parámetro	Valor	Ratio-t
C	0,025	0,61
B	-0,469	-6,89
R ² :0,76	DW:1,82	

Cuadro 3. Convergencia-β (III). Periodo 1979-1995		
Parámetro	Valor	Ratio-t
C	0,021	0,61
B	-0,077	-0,72
R ² :0,03	DW:2,62	

Los resultados obtenidos hasta el momento no hacen sino confirmar los derivados de otros estudios, tanto en el ámbito español como de otros países. Como ya se ha mencionado, desde la publicación de los trabajos de Barro y Sala-i-Martin (op. cit.), han surgido en la literatura numerosos estudios de convergencia aplicados a distintos contextos geográficos⁴. Dichos estudios reflejan la presencia de convergencia a una velocidad que se mantiene en torno al 2% anual en la mayoría de países analizados, lo que ha llevado a algunos autores a cuestionar la eficacia de las políticas públicas de corrección de desequilibrios regionales. Sin embargo, otros autores han interpretado esta constancia de la velocidad de convergencia como un reflejo de la limitación estadística de los métodos utilizados, de tal manera que, en realidad, oculta la existencia de grupos o *clubs* de convergencia, como han puesto de manifiesto Chaterij (1993) y Quah (1996 a y b).

Recogiendo esta crítica, algunos trabajos, como Goerlich et al. (1996) y Cuadrado-Roura et al. (1998), han intentado identificar *clubs* de convergencia en la economía española de acuerdo a las diferencias entre estados estacionarios. Contrariamente a este modo de operar, lo que se propone en la presente investigación es determinar los distintos *clubs* atendiendo no al estado estacionario sino al propio proceso de convergencia; es decir, agrupar las diferentes regiones en función del parámetro β de la ecuación (2), como se verá en los siguientes epígrafes.

3. CLUBS DE CONVERGENCIA

Como se ha mencionado, uno de los objetivos fundamentales de este trabajo es identificar *clubs* de convergencia entre las regiones españolas, lo que implica estimar no solo el estado estacionario de cada región sino también su parámetro de convergencia particular respecto al resto de regiones. Ello requiere realizar un análisis similar al anterior pero con un tratamiento temporal y no de sección cruzada. La ecuación (4) debe ser estimada de la siguiente forma

$$\hat{y}'_t - \hat{y}'_{t-1} = C + B\hat{y}'_{t-1} \quad (4)$$

donde $\hat{y}' = \hat{y}_i - \hat{y}_j$, los subíndices i y j se refieren a las regiones i y j, $C = \frac{c'}{\beta}(e^\beta - 1)$,

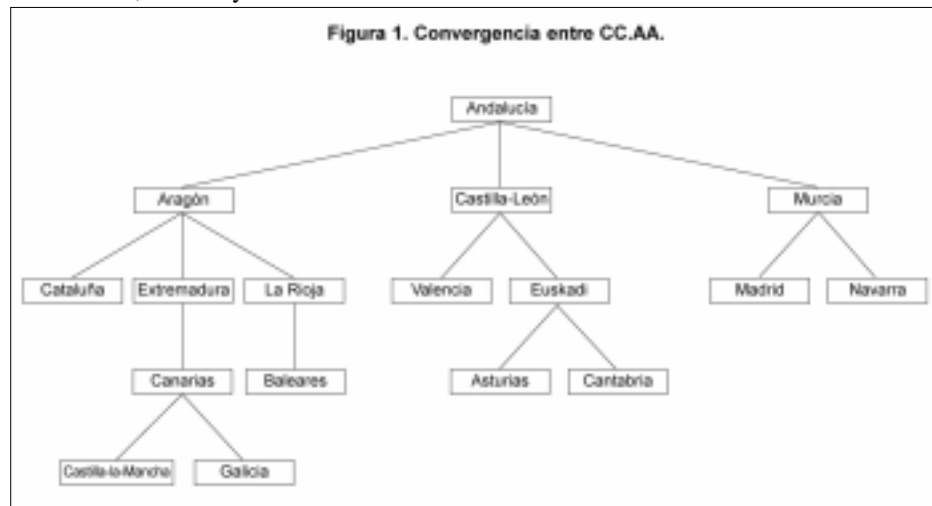
y $B = (e^\beta - 1)$. Se trata, por tanto, de establecer una regresión del crecimiento diferencial entre dos periodos de la región i respecto a la j sobre la diferencia de renta per capita entre ambas regiones en el momento t-1. Ello supone establecer 136 regresiones al comparar cada una de las comunidades con el resto⁵. En aras a simplificar la exposición de los resultados obtenidos, en el cuadro (4) se recogen únicamente aquellas regresiones que muestran convergencia —es decir, aquellas en las que el parámetro B de la ecuación (4) es negativo y significativo— de manera que cada casilla de dicho cuadro puede contener cuatro posibilidades: primero, que se halle vacía, lo que implica ausencia de convergencia; segundo, que contenga un signo igual, lo que implica que hay convergencia y que las comunidades respectivas tienen un estado estacionario similar; tercero, que contenga un signo más, lo que implica convergencia pero con un estado estacionario superior para la comunidad que señala la columna; y cuarto, que recoja un signo menos, lo que implica convergencia y con estado estacionario inferior para la región columna. Además, si el signo correspondiente se encuentra entre paréntesis ello implica que la convergencia es significativa al 90%⁶.

Cuadro 4. Convergencia entre CC.AA.																	
	An	Ar	As	B	Cn	Cb	CM	CL	Ct	CV	Ek	Ex	G	LR	Md	Mu	N
An		+		(+)				+			(=)			(+)	(=)	+	(+)
Ar	-			(+)				-	=	=	=	-		=	+	(=)	=
As																	
B	(-)	(-)					-	(-)				-	-	-	(=)	-	-
Cn												-	-				
Cb											+						
CM				+	=							(-)					
CL	-	+		(+)					=	=	=	(-)			(+)	=	(+)
Ct		=						=		=			(-)		(=)	=	
CV		=						=	=		(=)			=	+	(=)	+
Ek	(=)	=	=			-		=		(=)			=			=	(=)
Ex		+	+	+		(+)	(+)						+	+			+
G			+	+	+				(+)		=		-		(=)	(=)	
LR	(-)	=		+						=		-	=		(+)	=	=
Md	(=)	-		(=)				(-)	(=)	-			(=)	(-)		=	-
Mu	-	(=)		+					=	(=)	=		(=)	=	=		=
Nv	(-)	=		+				(-)		-	(=)	-		=	+	=	
95%	3	9	1	6	3	1	2	6	4	6	6	6	5	7	4	8	7
90%	8	11	1	10	3	1	3	10	6	8	9	8	8	9	10	11	10

(An) Andalucía, (Ar) Aragón, (As) Asturias, (B) Baleares, (Cn) Canarias, (Cb) Cantabria, (CM) Castilla-la-Mancha, (CL) Castilla-León, (Ct) Cataluña, (CV) Comunidad Valenciana, (Ek) Euskadi, (Ex) Extremadura, (G) Galicia, (LR) La Rioja, (Md) Madrid, (Mu) Murcia, (N) Navarra

Antes de comentar los resultados debe advertirse que existen una serie de inconsistencias sobre el proceso de convergencia y su estado estacionario derivadas de las estimaciones (debido a los datos empleados y a la simplicidad del modelo utilizado, entre otras razones). En concreto, las inconsistencias que se presentan tienen que ver con el

incumplimiento del principio de transitividad, encontrándose frecuentemente casos en los que una región, A, muestra convergencia con otra región, B, y esta con la C, sin que A y C presenten convergencia recíproca. Este incumplimiento hace que en realidad todas las regiones muestren convergencia entre sí de manera indirecta, de forma que ninguna queda aislada (figura 1). Sin embargo, las conclusiones que se extraen a continuación se derivan exclusivamente de la convergencia directa. Por otro lado, con el fin facilitar el análisis de los resultados obtenidos, se ha decidido clasificar las regiones españolas de forma apriorística en cuatro *clubs* distintos, siguiendo un esquema tradicional. Dichos *clubs* serían, el eje del Ebro (EB), compuesto por Aragón, Euskadi, La Rioja y Navarra; el arco mediterráneo (AM), compuesto por Cataluña, Valencia y Baleares; Madrid (M); y resto (R), donde a modo de cajón de sastre se incluirían las restantes CC.AA., es decir, Andalucía, Asturias, Canarias, Cantabria, Castilla-la-Mancha, Castilla y León, Extremadura, Galicia y Murcia.



Como primer paso en el estudio de convergencia de las regiones españolas, se analiza la convergencia intragrupos. El cuadro (5) recoge, dentro de cada grupo, el número de regresiones donde el parámetro β es significativo sobre el máximo posible, con la lógica excepción de Madrid, ya que forma un club uniregional.

Cuadro 5. Convergencia intragrupos		
Grupo	Convergencia al 95%	Convergencia al 90%
AM	1/3	1/3
EB	4/6	5/6
R	7/36	10/36
R1	4/6	5/6
R2	3/3	3/3
R3	0/1	0/1

Como puede observarse hay claros síntomas de convergencia intragrupo en el eje del Ebro. Por el contrario, en el arco mediterráneo únicamente existe convergencia entre Cataluña y Valencia, mientras que Baleares no presenta convergencia con ninguna de ellas, lo que plantea dudas sobre su inclusión en este grupo. Con relación al club denominado R, no parece haber síntomas de convergencia entre las regiones que lo componen. Sin embargo, dado que en este último grupo, la mayor parte de los resultados de convergencia se dan entre un número limitado de regiones, se ha optado por dividirlo en tres subgrupos: R1, compuesto por Castilla-la-Mancha, Extremadura, Canarias y Galicia; R2, donde se incluye a Castilla-León, Andalucía y Murcia; y R3, formado por Asturias y Cantabria. En tabla anterior, los grupos R1 y R2 muestran fuertes síntomas de convergencia intragrupo.

Una vez analizada la convergencia intragrupos, el siguiente paso consiste en estimar la convergencia entre grupos. Para ello se ha realizado la regresión habitual de la media de cada grupo con la media de cada uno de los restantes. Los resultados se recogen en el cuadro (6).

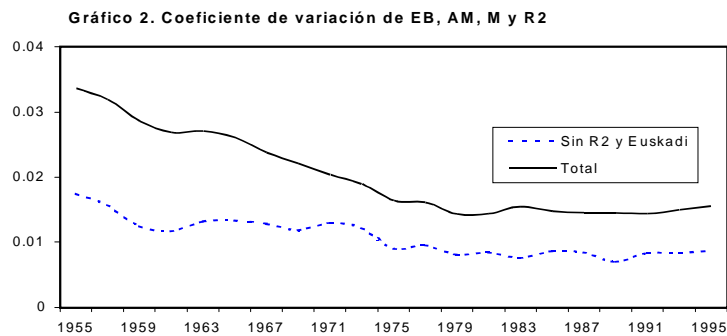
Cuadro 6. Convergencia entre grupos (I)						
	Grupo					
Grupo	EB	AM	M	R1	R2	R3
EB		+	+		(=)	
AM	-		=		(=)	
M	-	=			=	
R1						
R2	(=)	(=)	=			
R3						

Este cuadro muestra una clara relación entre los grupos líderes (EB, AM y M), mientras que los grupos R1 y R3 no convergen con el resto. Respecto a R2, hay dudas sobre su convergencia hacia los líderes ya que al 95% de probabilidad este grupo sólo converge con M, mientras que al 90% los resultados muestran convergencia además con EB y AM. Los valores obtenidos de las velocidades de convergencia y los estados estacionarios de los grupos que convergen, se recogen en el cuadro (7).

Cuadro 7. Convergencia entre grupos (II)				
Regiones	velocidad de convergencia (años)		Estado estacionario (%)	
	95%	90%	95%	90%
AM-EB	4,4	-	106	-
AM-M	3,4	-	100	92
EB-M	1,6	-	86	-
R2-EB	-	13,1	100	100
R2-AM	-	10,0	100	100
R2-M	10,0		100	62

Cabe resaltar, en primer lugar, que la velocidad de convergencia estimada es muy superior a la encontrada habitualmente en los análisis de convergencia, situada alrededor de los 50 años, aunque se reduce sensiblemente en los casos de convergencia de R2 con cada uno de los *clubs* restantes. Con referencia a los diferentes estados estacionarios obtenidos, Madrid parece alcanzar un nivel superior a los otros grupos líder, aunque esto no se produce con cada una de las CC.AA. incluidas en ellos a nivel particular. Respecto al estado estacionario de R2, contrariamente a lo que cabría esperar, no muestra diferencias con los grupos líder al 95% de probabilidad. Sin embargo, conviene subrayar que al 90% de confianza existe una gran distancia con el estado estacionario de M (62%). Asimismo, los valores estimados respecto a AM y EB solo se hallan ligeramente por encima del correspondiente a Madrid, con valores del estadístico-t de 1,57 y 1,58 respectivamente.

Como se mencionó al principio de este trabajo, la existencia de convergencia- β es una condición necesaria para la presencia de convergencia- σ , aunque no suficiente. Por ello, un análisis de la convergencia- σ , únicamente podría referirse a aquellos *clubs* que previamente han mostrado convergencia- β , de modo que para el caso español, deberían ser eliminadas las CC.AA. que componen R1 y R3. El gráfico (7) recoge de nuevo el coeficiente de variación de las CC.AA. de los grupos convergentes, modificando el resultado obtenido en el gráfico (1).



Como se observa en dicho gráfico, existe convergencia- σ en los grupos β -convergentes hasta comienzos de la segunda crisis del petróleo, pues el coeficiente de variación se reduce significativamente con el tiempo. Sin embargo, si se eliminan del análisis Euskadi y el grupo R2, la línea de puntos muestra una considerable reducción en la convergencia- σ ⁷. Ello implica que para el resto de las CC.AA. la convergencia- β no implica una aproximación entre ellas sino, en mayor medida, la fluctuación alrededor de un estado estacionario ya alcanzado en la mayoría de los casos al principio del periodo analizado.

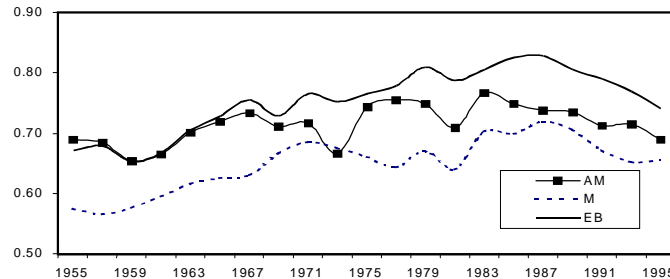
4. CONVERGENCIA EN CASTILLA Y LEÓN.

Como se ha puesto de manifiesto, existen síntomas de convergencia hacia las regiones líder del grupo denominado R2, al que pertenece Castilla y León. En el presente epígrafe se intenta analizar el caso particular de esta comunidad y para ello se ha estimado, en primer lugar, la ecuación habitual referida a Castilla y León respecto a EB, AM, M y la media de estos tres grupos. Los resultados se recogen en el cuadro (8)

Regiones	velocidad de convergencia (años)		Estado estacionario (%)	
	95%	90%	95%	90%
Castilla-León – EB		12,2	100	100
Castilla-León – AM	2,9	-	71	71
Castilla-León – M	-	8,9	100	67
Castilla-León–promedio	-	10,0	100	100

En la mayor parte de los casos solo existe convergencia al 90% de probabilidad y a una velocidad reducida si se compara con la correspondiente a la convergencia entre los *clubs* líder (cuadro (7)). Respecto al estado estacionario, éste se sitúa alrededor del 70% en los casos de M y AM mientras que respecto a EB no es estadísticamente distinto de cero —es decir, 100%— aunque la cifra estimada es 77% ($t=1.41$). Por su parte, la regresión respecto a la media de los *clubs* líder muestra convergencia de baja velocidad al 90% de probabilidad, con un estado estacionario del 100% (aunque la cifra estimada es 71%, $t=1,56$). Respecto a la convergencia- σ , el gráfico (3) recoge el porcentaje de VAB pc de Castilla-León sobre el valor correspondiente a cada una de las regiones líder.

Gráfico 3. VAB pc de Castilla y León sobre VAB per capita de EB, AM y M (%)



Como puede observarse, se produce una cierta convergencia con M y EB que, sin embargo, finaliza a principios de los años setenta, mientras que el VAB pc respecto a AM prácticamente permanece constante. Todo ello es coherente con las velocidades de convergencia estimadas para cada grupo. Respecto al estado estacionario, se observa que

una vez concluido el proceso de convergencia, éste se sitúa alrededor del 65% de Madrid, y sobre el 70% de AM y EB, datos que, en cierto modo, reflejan las cifras estimadas.

Dado que los resultados anteriores reflejan algunas irregularidades sobre el proceso de convergencia de Castilla-León hacia las regiones líder y su estado estacionario, se ha procedido a analizar si dichos resultados son homogéneos para todas las provincias de esta Comunidad o si, por el contrario, existen diferencias significativas entre ellas. Con este objetivo, se ha realizado la regresión habitual de convergencia de cada provincia respecto a la media de EB, AM y M. Los resultados se recogen en el cuadro (9).

Cuadro 9. Convergencia-β en las provincias de Castilla y León				
Regiones	velocidad de convergencia (años)		Estado estacionario (%)	
	95%	90%	95%	90%
Avila	-	-	-	-
Burgos	-	-	-	-
León	5,2	-	68	-
Palencia	-	5,2	100	76
Salamanca	-	-	-	-
Segovia	-	4,3	100	71
Soria	-	-	-	-
Valladolid	4,4	-	85	-
Zamora	2,1	-	60	-

Como se observa sólo hay tres provincias (León, Valladolid y Zamora) que muestren convergencia hacia los tres líderes al 95% de probabilidad, y con una velocidad de convergencia superior a la hallada para el conjunto de Castilla-León. A esas tres provincias se suman Segovia y Palencia al 90% de confianza, de nuevo con elevadas velocidades de convergencia. Respecto al estado estacionario, los resultados también son más coherentes con lo observado en el gráfico (3), con un rango que se sitúa desde el 60% de Zamora hasta el 85% de Valladolid. El resto de las provincias de Castilla y León (Avila, Burgos, Salamanca y Soria) quedarían fuera del proceso de convergencia.

Respecto a la convergencia- σ , las únicas provincias con resultados positivos de convergencia- β que muestran un ligero acercamiento a las regiones líder son Valladolid, desde el inicio del periodo considerado hasta principios de los años setenta, y Segovia, desde ese momento hasta el final del periodo. Todo ello es coherente con la reducida velocidad de convergencia encontrada en todos los casos (gráficos (4) y (5)).

Gráfico 4. VAB pc de cada provincia sobre VAB pc del promedio AM, EB, M (%)

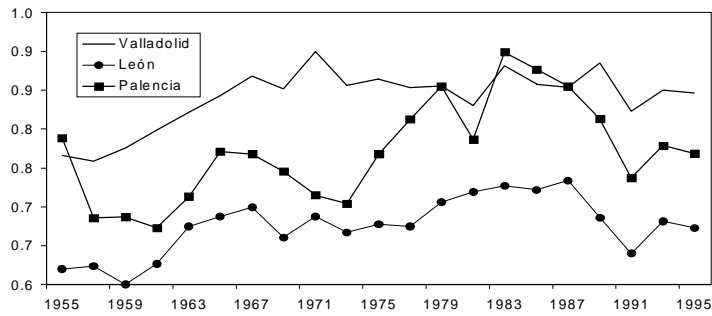
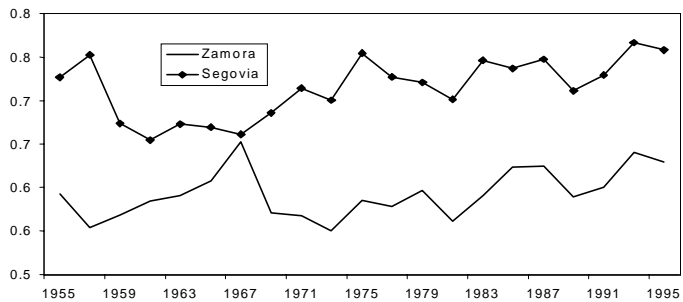
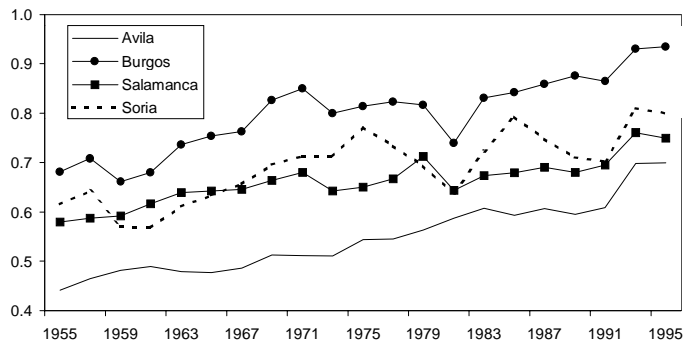


Gráfico 5. VAB pc de cada provincia sobre VAB pc del promedio AM, EB, M (%)



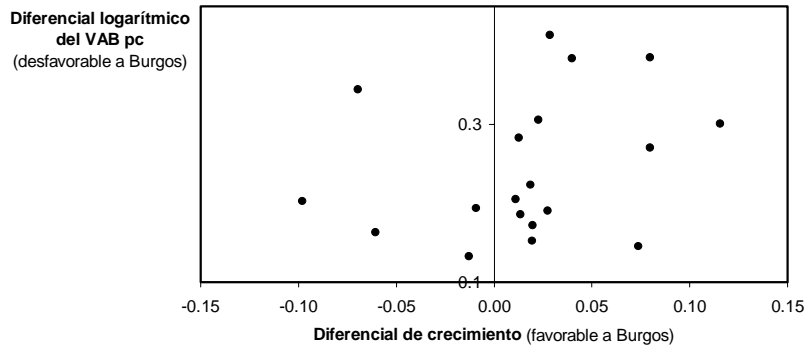
Estos resultados permiten llegar a la conclusión de que la convergencia de Castilla y León se debe fundamentalmente a un proceso de convergencia- β de algunas de sus provincias hacia las regiones líder, sin que ello implique un acercamiento de los niveles de VAB pc (convergencia- σ). Se trata, por tanto, de un proceso de fluctuación de los niveles de VAB pc alrededor de un estado estacionario ya alcanzado a principios del periodo considerado. Conviene resaltar que ello no significa que no haya una clara aproximación de algunas de las provincias de la región hacia los niveles de las regiones líder. De hecho en el gráfico (6) se observa que precisamente en las provincias no convergentes el acercamiento es mucho mayor que en las regiones convergentes.

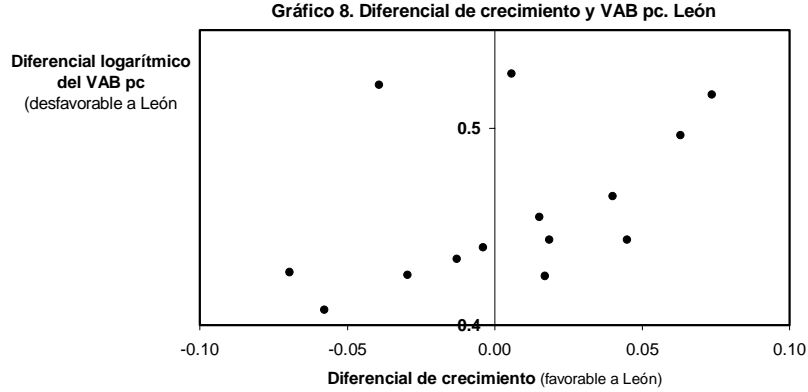
Gráfico 6. VAB pc sobre VAB pc del promedio AM, EB, M (%)



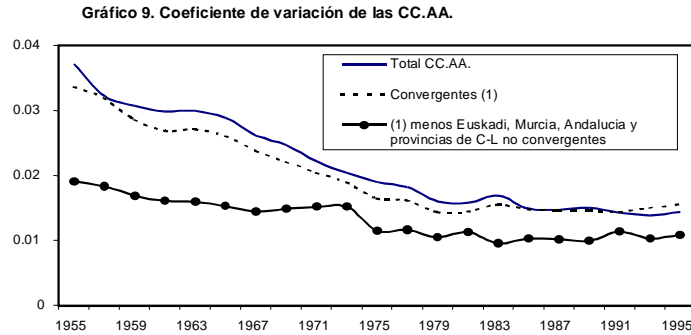
Sin embargo, debe insistirse en que esta aproximación hacia las regiones líder no implica convergencia, pues no hay relación alguna entre las tasas diferenciales de crecimiento y la distancia correspondiente del VAB pc. Por tanto, dicha aproximación es un proceso independiente, autónomo, que podría invertirse o continuar hasta que las provincias en cuestión superaran a las regiones líder, sin existir ningún mecanismo de atracción hacia un estado estacionario que, de hecho, no existiría. Esta idea puede comprobarse en los gráficos (7) y (8), donde se muestra la relación entre la tasa diferencial de crecimiento y la distancia en VAB pc para Burgos —una región no convergente pero con una elevada aproximación hacia las regiones líder— y León —región convergente pero que no muestra aproximación. En dichos gráficos se observa que la mencionada relación no existe en el primer caso pero sí en el segundo.

Gráfico 7. Diferencial de crecimiento y VAB pc. Burgos





Dado que sólo cinco de las provincias de Castilla y León muestran convergencia respecto a las regiones líder, las cuatro restantes deberían ser eliminadas del grupo de regiones β -convergentes de cara a analizar la convergencia- σ para el conjunto de CC.AA. De este modo, el gráfico (9) muestra como el coeficiente de variación para la totalidad de regiones españolas tiene una fuerte pendiente negativa y es muy similar al correspondiente a las CC.AA. β -convergentes, mientras que si se eliminan Euskadi, Andalucía, Murcia y las provincias castellano-leonesas no β -convergentes, la convergencia- σ prácticamente desaparece. Ello implica que en el caso español la convergencia es en mayor medida un proceso de fluctuación alrededor de un estado estacionario alcanzado ya al iniciarse el periodo analizado que un acercamiento de los niveles de VAB pc entre las diversas regiones.



5. CONCLUSIÓN

El estudio inicial sobre convergencia β y σ que se señalaba en el primer apartado del presente trabajo (gráfico (1)), mostraba la existencia de ambos tipos de convergencia hasta el inicio de la segunda crisis del petróleo. Sin embargo, un análisis más profundo basado en un tratamiento temporal de las ecuaciones de convergencia ha permitido constatar que, en realidad, existe un comportamiento heterogéneo de las regiones españolas. Una vez identificados los diferentes *clubs* de convergencia, se ha comprobado que sólo algunos de ellos se hallan relacionados entre sí y que de estos únicamente las comunidades de Andalucía, Murcia, Castilla-León y el País Vasco muestran una clara aproximación a las demás regiones. El resto de vínculos regionales consiste en gran medida en un proceso de fluctuación alrededor de un estado estacionario ya alcanzado a comienzos de los años sesenta. En lo referente a Castilla y León, se ha comprobado que la convergencia es básicamente un proceso de convergencia- β de algunas de sus provincias respecto a las CC.AA. más avanzadas, sin que ello implique una aproximación de los niveles de renta

BIBLIOGRAFÍA

- BARRO, R. J. y SALA-I-MARTÍN, X. (1991), "Convergence across States and Regions", *Bookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 107-182.
- BARRO, R. J. y SALA-I-MARTÍN, X. (1992), "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100, pp. 223-251.
- CUADRADO ROURA, J.R., GARCÍA GRECIANO, B. y RAYMOND J.L. (1996), "Regional Convergence: An Analysis of its Mayor Explanatory Factors", ponencia presentada en la European Regional Science Association, Zurich, agosto 1996.
- CUADRADO ROURA, J.R., MANCHA NAVARRO, T. y GARRIDO YSERTE, R. (1998), "Convergencia Regional en España: hechos, tendencias y perspectivas", Madrid, Fundación Argentaria y Visor Dis.
- CHATERIJ, M. (1993), "Convergence Clubs and Endogenous Growth", *Oxford Review of Economic Policy*, 8, pp. 57-69.
- DE LA FUENTE, A. (1994 a), "Crecimiento y Convergencia"; en: J.M. Esteban y J. Vives (dir.), *Crecimiento y Convergencia regional en España y Europa*, vol. I, Barcelona: Instituto de Análisis Económico.
- DE LA FUENTE, A. (1994 b), "Desigualdad regional en España, 1981-1990: fuentes y evolución"; en : J.M. Esteban y J. Vives (dir.), *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, vol. II, Barcelona: Instituto de Análisis Económico, pp. 507-540.
- DE LA FUENTE, A. (1996), "On the Sources of Convergence: A Close Look at the Spanish Regions", CEPR, working paper, 1543.
- DOLADO, J.J., GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M. Y ROLDÁN J.M. (1994), "Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989)", Documento de Trabajo 9406, Servicio de Estudios, Banco de España.

- GARCÍA GRECIANO, B., RAYMOND J.L. Y VILLAVARDE, J. (1995), "Convergencia de la provincias españolas", *Papeles de Economía Española*, 64, pp. 38-53.
- MAS, M., MAUDOS, J., PÉREZ F. Y URIEL, E. (1994), "Disparidades Regionales y Convergencia en la CC.AA.", *Revista de Economía Aplicada*, 4, vol. II, pp. 129-148.
- MAS, M., MAUDOS, J., PÉREZ F. Y URIEL, E. (1995), "Growth and Convergence in the Spanish Provinces" en H. W. Armstrong y R. W. Vickerman (eds.), *Convergence and Divergence among European Regions*, Londres: Pion, pp. 66-88.
- PÉREZ, F., GOERLICH, F.J., MAS, M., (1996), "Capitalización y crecimiento en España y sus regiones 1955-1995", Madrid, fundación BBV.
- QUAH, D. (1996a), "Empirics for Economic Growth and Convergence", *European Economic Review*, 40, 1353-1375.
- QUAH, D. (1996b), "Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics", working paper n° 280, Centre for Economic Performance.
- RAYMOND, J. L. Y GARCÍA GRECIANO, B. (1994), "Las disparidades en el PIBpc entre las CCAA y la hipótesis de convergencia", *Papeles de Economía Española*, n° 59, pp. 37-58.
- RAYMOND, J.L. (1995), "Convergencia real de España con Europa y Disparidades regionales en España", en: *Problemas económicos españoles de la década de los 90* (varios autores), Madrid: Galaxia Gutenberg, pp. 517-552.
- SALA-I-MARTIN, X. (1994): "La riqueza de las regiones. Evidencia y teoías sobre crecimiento regional y convergencia", *Moneda y crédito*, 198, p. 13-80

NOTAS

¹ La fuente estadística empleada en el presente trabajo es la "Renta Nacional de España y su distribución provincial" publicada por el Banco Bilbao-Vizcaya.

² En el presente trabajo las letras minúsculas denotan el logaritmo de la variable correspondiente, mientras que un punto encima de las mismas indica su derivada respecto al tiempo.

³ Este resultado se deriva de la siguiente ecuación:

$$(\hat{y}'(t) - \hat{y}'(ss)) = 0.37(\hat{y}'(0) - \hat{y}'(ss)), \quad (5)$$

donde (ss) indica el valor de la variable correspondiente en el estado estacionario.

Sustituyendo la ecuación (3) en (5) se obtiene

$$(\hat{y}'(0) + \frac{c}{\beta})e^{\beta t} = 0.37(\hat{y}'(0) + \frac{c}{\beta}). \quad (6)$$

cuya solución para t es

$$t \approx \frac{-1}{\beta}. \quad (7)$$

⁴ Para un resumen de los trabajos a nivel internacional véase Sala-i-Martin (1994, p. 22). Para el caso español pueden citarse los trabajos de Más et al. (1994 y 1995), Raymond y G. Greciano (1994), Raymond (1995), Cuadrado-Roura et al. (1996), De la Fuente (1994 a y b y 1996), Goerlich et al. (1996) y Cuadrado-Roura et al. (1998), Dolado et al. (1994) y G. Greciano et al. (1995).

⁵ Debe advertirse que dado que la serie utilizada está expresada en periodos bianuales, las tasas de crecimiento se refieren a esta unidad temporal. Además, es necesario advertir que la serie contiene irregularidades temporales en los años iniciales ya que los primeros datos disponibles se refieren a los años 1955, 1957, 1960, 1964 y 1967 y a partir de entonces la periodicidad es siempre bianual. Este problema se ha intentado solventar efectuando una simple extrapolación lineal para los años 1959, 1961, 1963 y 1965.

⁶ Los resultados concretos de cada regresión presentada en este trabajo pueden solicitarse a los autores.

⁷ En este sentido, debe señalarse que el análisis preliminar del grupo EB mostraba convergencia- σ de Euskadi respecto al resto de regiones de dicho grupo.