

XXIX REUNIÓN DE ESTUDIOS REGIONALES.

Análisis provincial de la convergencia en España: una aplicación a las provincias del Valle Medio del Ebro.

E-Mail:

José Aixalá. jaixala@posta.unizar.es

Gema Fabro. gfabro@posta.unizar.es

Blanca Simón. bsimon@posta.unizar.es

Universidad de Zaragoza.

Dirección:

Departamento de Estructura, Historia Económica y Economía Pública.

Gran Vía, 4. 50005 ZARAGOZA

Resumen.

El objetivo de este artículo es presentar nueva evidencia empírica respecto al proceso de crecimiento económico y convergencia regional acaecido en España. Para ello, se utilizan las técnicas de corte transversal y datos de panel, con el fin de comprobar si las predicciones de convergencia en rentas *per cápita*, obtenidas en una gran mayoría de estudios empíricos realizados para las Comunidades Autónomas (CC.AA.) españolas, se mantienen cuando se desciende a un nivel provincial. Además, se presta especial atención a lo sucedido en las cinco provincias pertenecientes al Valle Medio del Ebro (V.M.E.), al objeto de contrastar si su pertenencia al mismo territorio económico ha conducido a que el proceso de convergencia entre ellas haya sido más intenso que el observado para el conjunto de provincias españolas.

Palabras clave: crecimiento económico, convergencia regional.

Clasificación JEL: O18, O40, O47, O52.

Abstract.

The aim of this paper, is to show new empirical evidence about the economic growth and regional convergence process in Spain. For that, it is utilised cross-section and panel data techniques, with the purpose to test if the predictions of convergence in per capita incomes, obtained in a majority of empirical studies for the Spanish autonomous regions, is maintained for the Spanish provinces. Moreover, we test if the convergence process among the Ebro Middle Valley provinces, have been more intensive than the convergence process observed for the whole Spanish provinces, by belonging to the same economic territory.

Key words: economic growth, regional convergence.

JEL Classification: O18, O40, O47, O52.

1. Introducción.

En los últimos años han proliferado los estudios sobre convergencia regional aplicados a la economía española. La gran mayoría de estos trabajos empíricos han tomado como unidad de análisis la Comunidad Autónoma (C.A.)¹, y predicen, utilizando un modelo neoclásico de convergencia, que existe convergencia absoluta y lenta, de manera que cada C.A. reduce en torno a un 2% anual su diferencial en renta *per cápita* con la media nacional. Otros autores, utilizando la técnica de datos de panel e incorporando variables ficticias regionales para capturar las posibles diferencias en niveles de renta a largo plazo, han obtenido convergencia muy rápida pero hacia estados estacionarios muy distintos.

El presente artículo realiza una aplicación similar para las provincias españolas, al considerar que pueden existir diferencias suficientemente importantes entre provincias, a pesar de pertenecer a una misma C.A., que justifiquen un análisis provincial. Adicionalmente, se ha centrado el interés en las cinco provincias pertenecientes al Valle Medio del Ebro (V.M.E.): Zaragoza, Huesca, Teruel, Navarra y La Rioja, al objeto de comprobar si el hecho de pertenecer al mismo territorio económico por lo que respecta a ubicación geográfica, dinamismo y características estructurales, ha conducido a un proceso de convergencia entre ellas más intenso que el acaecido para el conjunto de provincias españolas.

El trabajo se estructura de la siguiente forma: La sección 2 presenta una breve revisión de la literatura sobre crecimiento y convergencia regional. En la sección 3 se lleva cabo, en primer lugar, una descripción de la evolución respecto a la media nacional, del *output per cápita* y sus determinantes, tasa de empleo y productividad, en las provincias pertenecientes al V.M.E. A continuación, se realiza un análisis de la convergencia sigma y beta absoluta, tanto para el conjunto de provincias españolas como para el territorio correspondiente al V.M.E. El objetivo de la sección 4 es determinar, en primer lugar, si un modelo de convergencia condicionada con variables ficticias regionales se comporta mejor que el modelo de convergencia absoluta para, posteriormente, identificar qué factores determinan los diferentes estados estacionarios. La sección 5 presenta las principales conclusiones obtenidas.

2. Un breve repaso de la literatura.

A pesar del importante desarrollo experimentado en las últimas décadas por la literatura sobre crecimiento económico y convergencia en rentas *per cápita*, la abundante teoría y estudios empíricos realizados parecen no encontrar unanimidad en la explicación de los procesos de convergencia.

Existen dos grandes familias de modelos teóricos sobre crecimiento: los derivados del modelo neoclásico tradicional de Solow (1956) y los basados en el crecimiento endógeno (Romer, 1986 y Lucas, 1988, entre otros). Los primeros, partiendo de los supuestos de rendimientos decrecientes del capital y movilidad internacional de factores, predicen convergencia en rentas *per cápita*, puesto que las economías más pobres tendrán mayores incentivos a ahorrar e invertir, creciendo por ello a un ritmo más rápido. La predicción de convergencia se mantiene en las extensiones del modelo neoclásico tradicional de Abramovitz (1979) mediante el efecto *catch-up* o acercamiento tecnológico, donde se introduce el progreso técnico de forma exógena, al suponer que todas las economías tienen acceso a los mismos conocimientos técnicos. Por otro lado, los modelos basados en el crecimiento endógeno, abandonan el supuesto de rendimientos decrecientes en el capital y predicen divergencia en rentas *per cápita* o, en su caso, ausencia de convergencia².

Los mecanismos que explican la convergencia han sido tradicionalmente dos: el “neoclásico” o rendimientos decrecientes y la difusión internacional o regional de la tecnología. A éstos, se ha añadido en los últimos años un tercero al que cada vez se le está dando mayor importancia: la homogeneización de estructuras productivas. Puesto que el sector agrícola se caracteriza por presentar unos niveles de productividad sensiblemente por debajo de los observados en el resto de sectores económicos, el trasvase de mano de obra desde dicho sector hacia los sectores industria y agricultura, especialmente intenso en las regiones pobres, estaría favoreciendo el proceso de convergencia.

En cuanto a la existencia de un efecto de *catch-up* tecnológico entre las regiones españolas, De La Fuente (1996) contrasta dicha hipótesis desarrollando un modelo descriptivo de crecimiento que combina una función de producción agregada con una especificación de la tasa de progreso técnico. La estimación del modelo da evidencia a favor de una rápida difusión tecnológica en nuestro país, y sugiere que este fenómeno de acercamiento tecnológico podría haber jugado un papel más relevante que el efecto de rendimientos decrecientes.

Dado el intenso proceso de cambio estructural producido en nuestro país, algunos autores llevan a cabo ejercicios para constatar la influencia de los factores sectoriales en el proceso de convergencia entre las regiones españolas. García y Raymond (1999) encuentran un perfil de convergencia en productividad durante el período 1955-1993, y un posterior estancamiento. Puesto que no observan convergencia en productividades sectoriales, concluyen que dicha convergencia en productividad se explica por la creciente homogeneización de estructuras productivas entre las regiones de nuestro país. En la misma

línea, el trabajo de De La Fuente y Freire (2000) concluye que el cambio estructural ha sido uno de los motores clave de la convergencia regional en España.

A la hora de determinar empíricamente cuál de las dos familias de modelos explica mejor la realidad, la práctica habitual consiste en estimar una "ecuación de convergencia" que presenta la siguiente forma:

$$[1] \Delta y_{i,t} = x_{i,t} - \beta y_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{con } y_{i,t} = \ln Q_{i,t}/Q_t$$

donde $Q_{i,t}$ es la renta *per cápita* de la economía i en el período t , Q_t es la media muestral de la misma variable, $y_{i,t}$ es el nivel de renta relativa *per cápita* en la economía i al comienzo del período, $\Delta y_{i,t} = y_{i,t+1} - y_{i,t}$ es la tasa de crecimiento de dicha variable, $x_{i,t}$ recoge las características "fundamentales" de la economía i , $\varepsilon_{i,t}$ es una perturbación aleatoria, y el coeficiente β mide, de forma aproximada, la velocidad de convergencia. Con esta ecuación, existe convergencia condicionada cuando el coeficiente β se encuentra entre cero y uno y cada economía converge a su propio estado estacionario, mientras que existe convergencia absoluta cuando, además, el vector x es el mismo para todos los territorios, de forma que las economías convergen al mismo nivel de renta *per cápita*. A su vez, decimos que se produce convergencia- σ entre un conjunto de regiones, cuando la dispersión de sus rentas *per cápita* tiende a reducirse con el tiempo.

Dos son las principales regularidades empíricas observadas por la literatura en distintas muestras regionales. En primer lugar, el patrón de convergencia- σ parece claro, aunque a partir de la segunda mitad de la década de los setenta el proceso parece haberse ralentizado. En segundo lugar, autores como Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992, 1995) y Sala-i-Martin (1996), utilizando un modelo neoclásico de crecimiento, han encontrado evidencia a favor de la hipótesis de convergencia absoluta, aunque ésta parece ser muy lenta (en torno al 2% anual). Esta evidencia empírica ha originado en la última década un debate sobre la interpretación y validez de estos resultados, iniciado por autores como Marcet (1994), De La Fuente (1996) y García y Raymond (1999), entre otros. Éstos, utilizando la técnica de panel e incorporando variables ficticias regionales, obtienen convergencia muy rápida, pero hacia estados estacionarios muy diferentes y no explicables en términos de acumulación de factores productivos.

El debate, lejos de verse cerrado, sigue alimentándose con la aplicación de otras técnicas econométricas como la cointegración aplicada a series temporales (Bernard y Durlauf 1996; Esteve y Pallardó 1997), o las cadenas de Markov de distribución dinámica

(Quah, 1993a, 1993b, 1996, 1997). La noción de convergencia asociada a la metodología de cointegración, implica que la convergencia entre dos economías tiene lugar cuando la relación existente entre las series de renta de las mismas es estacionaria y las diferencias entre el líder y los países o regiones que parten de un nivel inferior tienen carácter transitorio. Los trabajos empíricos que han utilizado esta línea de investigación han rechazado la convergencia a largo plazo para diferentes países aunque la han aceptado para regiones dentro de un mismo país (Carlino y Mills, 1993). En la línea de trabajo liderada por Quah, los datos son utilizados para estimar una matriz de probabilidades de transición de las rentas regionales o nacionales hacia la futura distribución de ingresos. Los resultados obtenidos no apoyan en general la hipótesis de convergencia absoluta y son detectados procesos opuestos a la convergencia como la estratificación o la polarización, especialmente en el estudio de las regiones europeas (Magrini, 1999), aunque también es observado en las españolas (Pérez, 2000). No obstante, tampoco estas técnicas están exentas de limitaciones y críticas, de manera que no se pueden considerar sus resultados concluyentes, lo que estimula la profundización sobre las técnicas utilizadas y en la identificación de otros factores relevantes para la convergencia.

3. Un análisis de la convergencia y sus determinantes: una aplicación al Valle Medio del Ebro.

3.1. Convergencia con el agregado nacional: una aproximación³.

Si aproximamos la convergencia de las provincias integrantes del V.M.E. con el agregado nacional⁴ (Gráficos 1-5), lo más destacable en términos de VAB *per cápita* relativo es el perfil creciente en la evolución de La Rioja y sobre todo de Teruel que, partiendo de una situación muy negativa al comienzo del período analizado, consigue desde principios de los ochenta situarse por encima de la media nacional, algo que, sin duda, está estrechamente relacionado con la sangría demográfica a la que ha asistido y asiste la provincia. Por el contrario, Zaragoza es la provincia que presenta una tendencia más desfavorable, con una sensible reducción de su diferencial positivo con el promedio durante las cuatro décadas analizadas, explicado por la negativa evolución de sus dotaciones factoriales y el estancamiento de su productividad industrial durante los noventa, tras haber presentado una evolución creciente en la década anterior. No obstante, a la altura de 1997 las cinco provincias pertenecientes al V.M.E. se sitúan por encima de la media nacional en términos de VAB *per cápita*, destacando especialmente Navarra y La Rioja.

Gráfico 1: Evolución del VABpc y sus componentes, con respecto al agregado nacional, 1955-1997, Huesca.

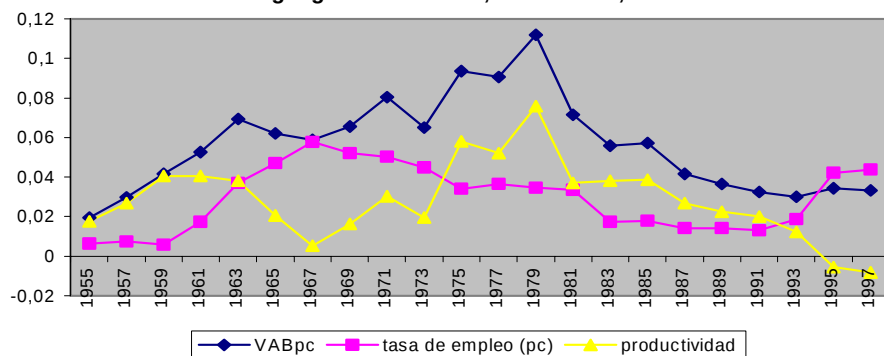


Gráfico 2: Evolución del VABpc y sus componentes, con respecto al agregado nacional, 1955-1997, Zaragoza.

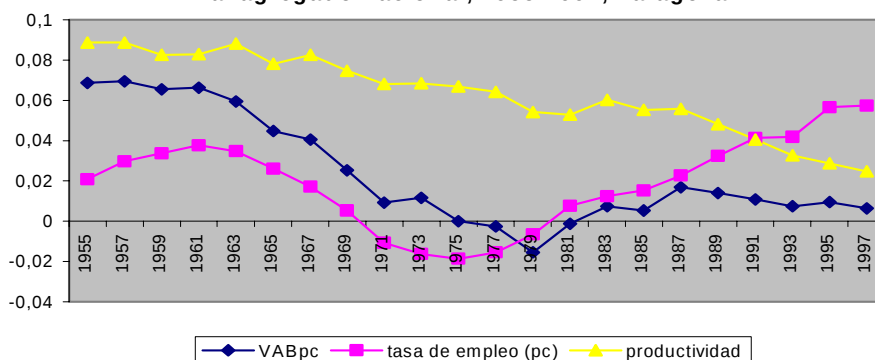


Gráfico 3: Evolución del VABpc y sus componentes, con respecto al agregado nacional, 1955-1997, Teruel.

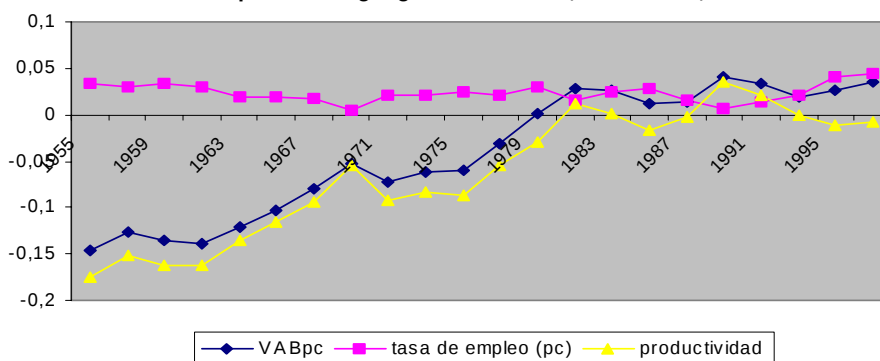
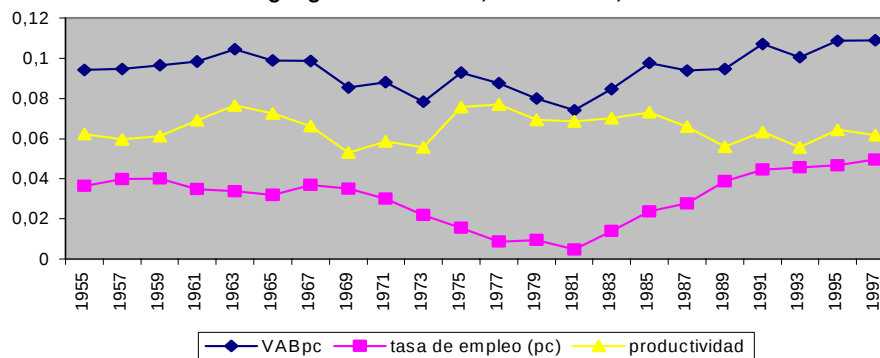
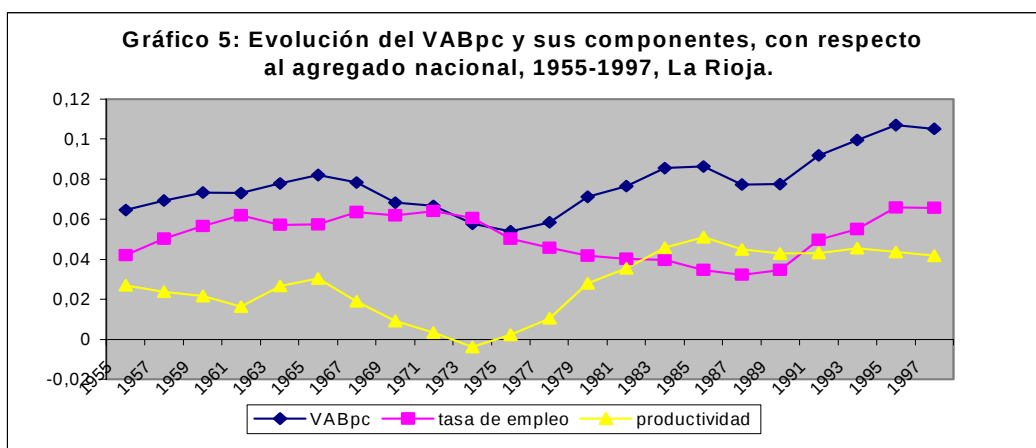


Gráfico 4: Evolución del VABpc y sus componentes, con respecto al agregado nacional, 1955-1997, Navarra.





De los componentes que determinan el VAB *per cápita*, la tasa de empleo depende en gran medida de cuestiones tales como aspectos institucionales del mercado de trabajo, envejecimiento de la población, o flujos migratorios, elementos que caen fuera del objeto de análisis de este trabajo. Por ello, se ha centrado la atención en los factores determinantes de la productividad. No obstante, cabe destacar que durante todo el período considerado, excepto la década de los setenta para la provincia zaragozana, la tasa de empleo en las provincias del V.M.E. se ha mantenido por encima de la española.

En términos de productividad, la provincia turolense es la que presenta una evolución más favorable, con un notable proceso de acercamiento a la media nacional durante el período analizado, lo que sin duda es atribuible al despegue que experimenta su productividad industrial a principios de los ochenta; téngase en cuenta que a mediados de dicha década el binomio energía-electricidad suponía ya más del 70% del VAB industrial en la provincia. Por su parte, la productividad del trabajo en el resto de provincias integrantes del V.M.E., mantiene permanentemente un diferencial positivo con el promedio español, con la excepción de Huesca, que pasa a situarse por debajo del mismo a mediados de los noventa.

Si se atiende a la década más reciente, existirían dos tendencias en términos de productividad: Zaragoza, Huesca y Teruel ven empeorar su posición respecto al agregado nacional, mientras que en Navarra y La Rioja se observa un estancamiento de la misma. El deterioro de productividad en las provincias aragonesas respondería a dos circunstancias: Por un lado, al mayor impacto que tuvo en dichas provincias la crisis de los primeros noventa, fundamentalmente industrial, dada la fuerte especialización regional en dicho sector. Por otro, la desfavorable evolución experimentada por sus dotaciones factoriales, destacando el comportamiento del capital público por empleado, especialmente negativo en el caso de Zaragoza que presenta desde mediados de los ochenta un déficit creciente respecto a la media nacional⁵. El trabajo de Sanso (2001) apoyaría esta última idea al señalar como parte

explicativa del peor comportamiento de la productividad en la economía argonesa durante los años noventa, respecto al experimentado por Navarra y La Rioja, el menor crecimiento de la dotación de infraestructuras públicas para el nivel de capital privado que se encuentra activo: “El secular menor nivel de productividad podría deberse al menor nivel de capital humano y a la menor inversión en I+D. Pero no parece que ambos elementos puedan estar detrás de la caída del crecimiento de la productividad en los noventa, aunque la ausencia de una mejora de los mismos no contribuye a evitar esa desaceleración. El elemento que puede estar originando ese comportamiento es la congestión que sufre la comunidad en las infraestructuras públicas.”

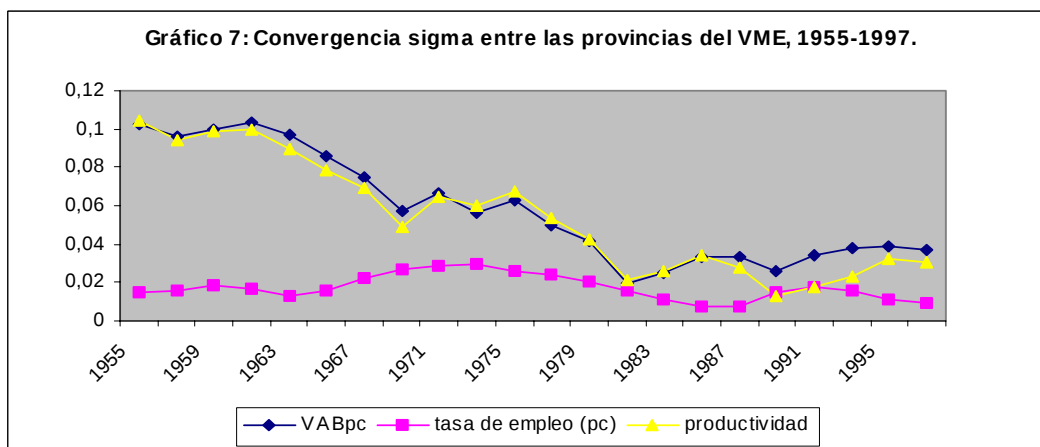
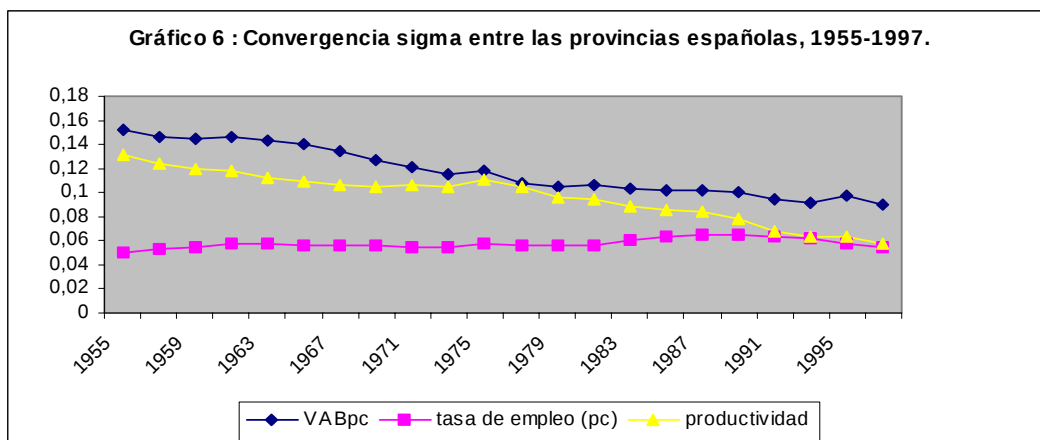
3.2. Análisis de la convergencia σ y β absoluta.

A continuación, se aplica la teoría sobre crecimiento y convergencia a las provincias españolas, utilizando la variable VAB *per cápita* y sus componentes tasa de empleo y productividad, tomando dos referencias espaciales: el promedio nacional y el promedio V.M.E., con el fin de analizar también el proceso de convergencia entre las provincias pertenecientes a esta región⁶.

En primer lugar, se va a comprobar si efectivamente se ha producido convergencia- σ durante el período analizado (1955-1997), primero entre las provincias españolas y a continuación entre las provincias del V.M.E.

Se observa (gráfico 6) que, efectivamente, se ha reducido la dispersión en VAB *per cápita* entre las provincias españolas (se ha producido convergencia- σ), aunque la convergencia ha sido más intensa en la década de los sesenta y primeros setenta, ralentizándose posteriormente de modo que parece haberse detenido. Las migraciones desde las provincias más pobres hacia las más ricas estarían explicando la mayor intensidad del proceso de convergencia durante esas primeras décadas. Si atendemos a los componentes de la renta *per cápita*, se comprueba que la convergencia producida en VAB *per cápita* tiene lugar gracias a la convergencia en productividad, ya que la dispersión en tasas de empleo mantiene una senda bastante estable y, más que contribuir al proceso de convergencia, lo que ha hecho ha sido frenarlo. La convergencia- σ entre las provincias del V.M.E. (gráfico 7) presenta unas características similares a las mencionadas para el conjunto nacional, pero con un rasgo diferencial, que es la mayor intensidad del proceso. Así, mientras la dispersión en VAB *per cápita* entre las provincias españolas se ha reducido en un 40,7% durante el período analizado, en el caso de las provincias pertenecientes a este territorio dicha reducción ha alcanzado el 64%. Podemos concluir, por tanto, que el hecho de pertenecer al mismo territorio económico en términos de ubicación geográfica, dinamismo y similares

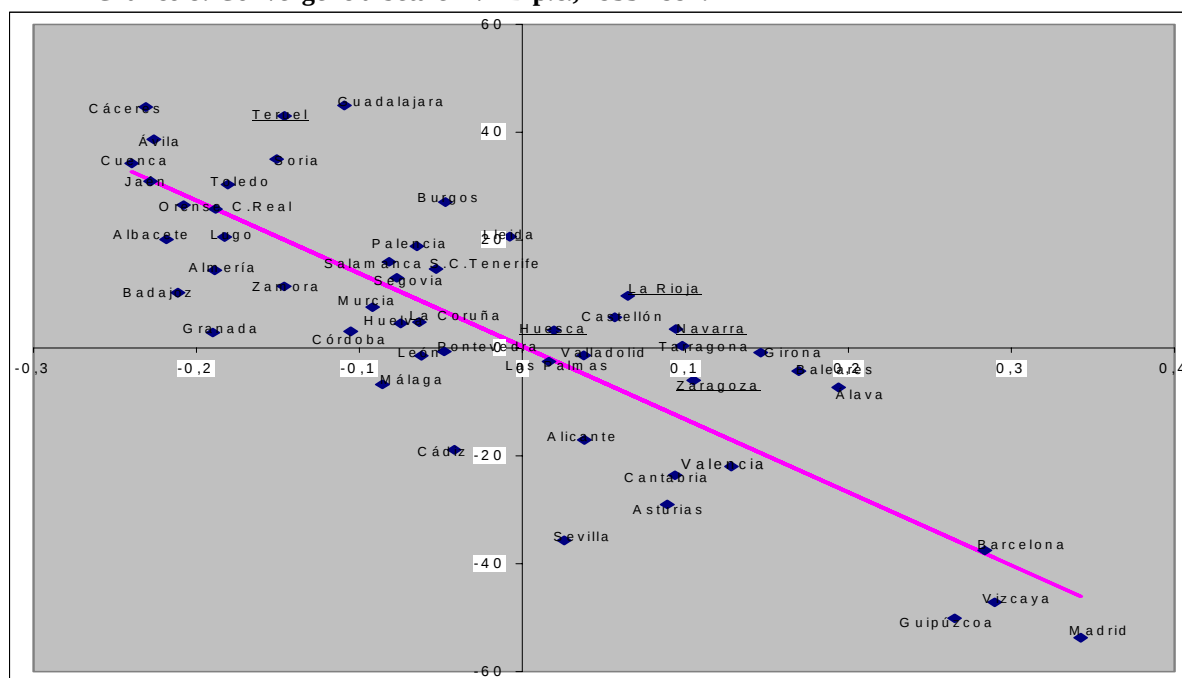
características estructurales, ha permitido que estas provincias hayan reducido su dispersión en rentas *per cápita* de forma más significativa que lo ocurrido para el conjunto de provincias españolas.



Respecto a la convergencia- β absoluta en VAB *per cápita* (gráfico 8), de nuestro análisis se desprende que, efectivamente, se produce convergencia a una “velocidad ” estimada de 1,35%; es decir, éste es el ritmo al que las provincias reducen en promedio su diferencial con la media nacional. Se observa en la nube de puntos que las cinco provincias pertenecientes al V.M.E. se sitúan por encima de la recta de regresión, indicándonos un VAB *per cápita* observado mayor que el estimado por el modelo de convergencia, o lo que es lo mismo, que estas provincias han evolucionado de forma más favorable que la “provincia tipo”. Se observa también que, en realidad, sólo Teruel y Zaragoza cumplen las predicciones de la teoría de la convergencia⁷.

En cuanto al empleo (gráfico 9), el bajo R^2 ajustado obtenido y la dispersión que aparece en la nube de puntos, parecen indicarnos que no existe convergencia en tasas de ocupación, a pesar de haber obtenido un coeficiente negativo en la regresión.

Gráfico 8: Convergencia beta en VAB p.c., 1955-1997.

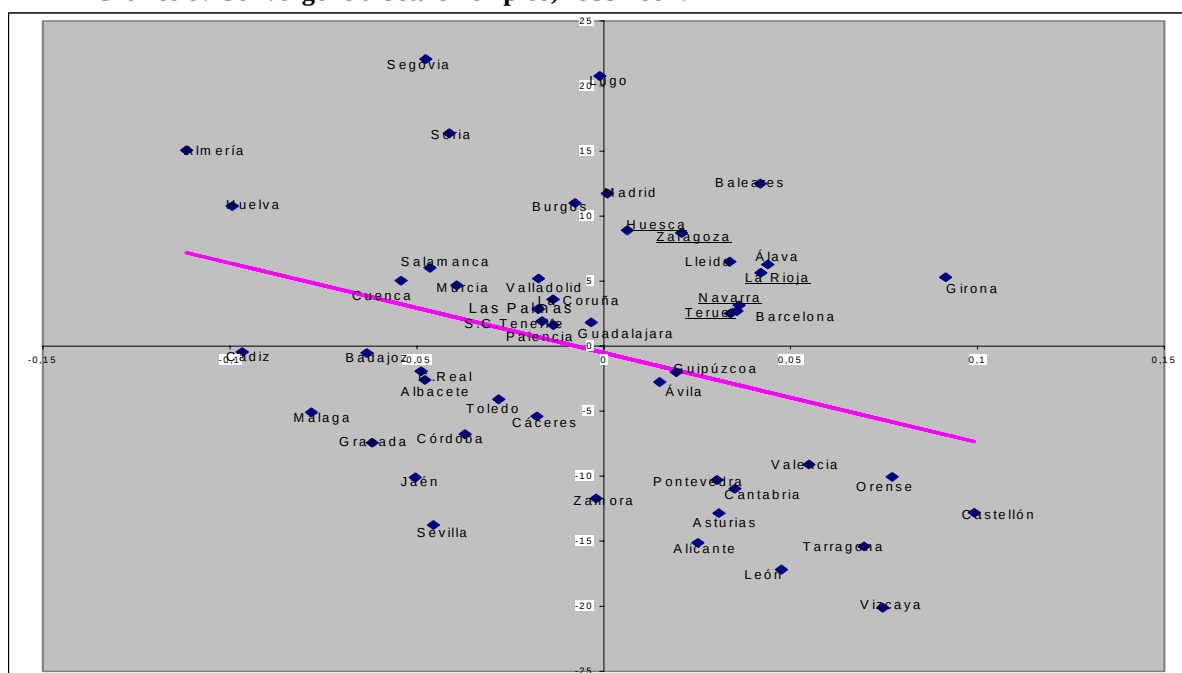


$$Y = 0,00003 - 0,01352X + u$$

(-12,54)

$$R^2 \text{ (ajus.)} = 0,68 \quad D.W. = 1,99 \text{ [ar(1)]}$$

Gráfico 9: Convergencia beta en empleo, 1955-1997.



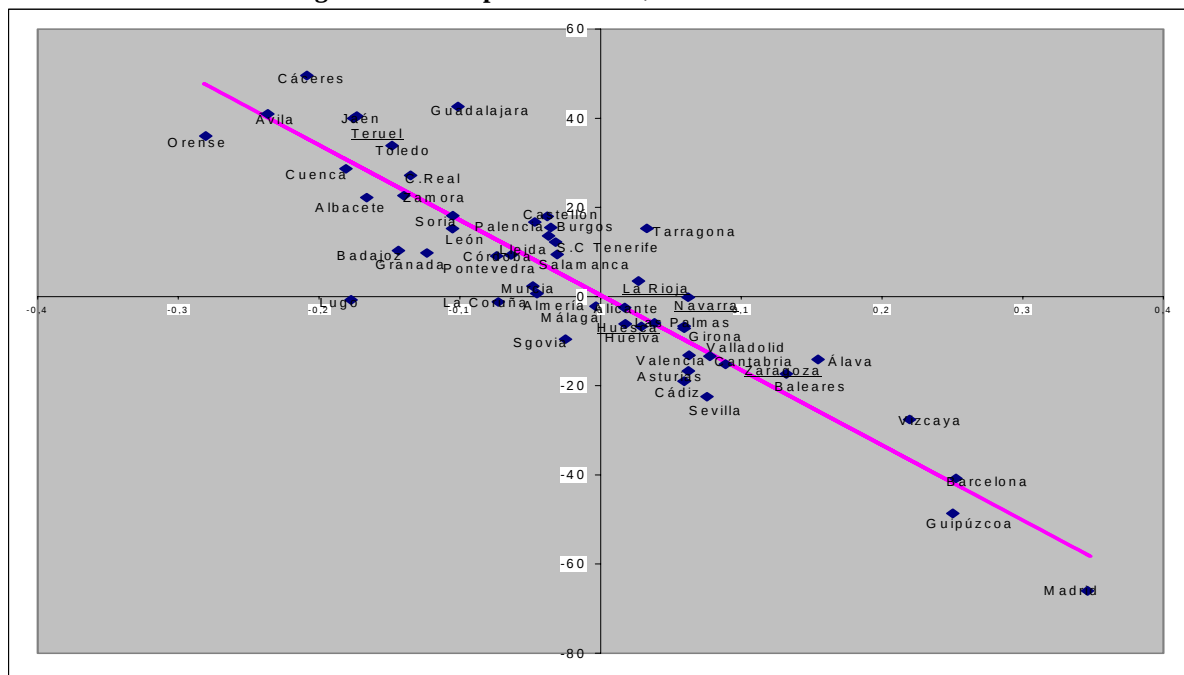
$$Y = -0,00005 - 0,006896X + u$$

(-2,68)

$$R^2 \text{ (ajus.)} = 0,098 \quad D.W. = 1,97 \text{ [ar(1)]}$$

Por lo que respecta a la productividad (gráfico 10) podemos afirmar que existe convergencia, a una “velocidad” de 1,68% anual, comportándose Navarra, La Rioja y Teruel mejor que la “región tipo”, mientras Zaragoza ha evolucionado aproximadamente como predice el modelo y Huesca se ha comportado peor. Destaca la concentración de las provincias en torno a la recta de regresión, reafirmando la idea de que la convergencia en VAB *per cápita* se debe a la convergencia en productividades.

Gráfico 10: Convergencia beta en productividad, 1955-1997.



$$Y = 0,00003 - 0,01682X + u$$

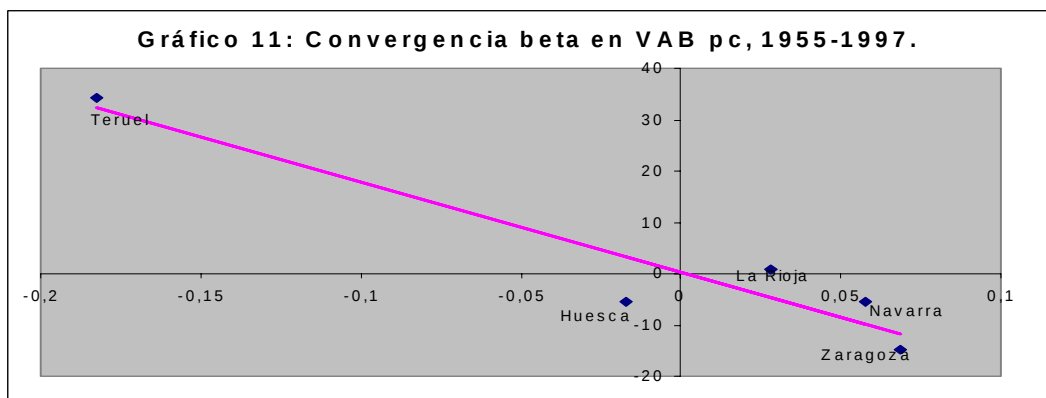
(-14,95)

$$R^2(\text{ajus.}) = 0,82 \quad D.W. = 1,95 [\text{ar}(1)]$$

En definitiva, este análisis mantiene la predicción de convergencia absoluta obtenida en la gran mayoría de los estudios empíricos centrados en las CC.AA. españolas, si bien la velocidad aproximada de convergencia estimada para las provincias es algo menor.

Cuando realizamos las regresiones exclusivamente para el V.M.E. (gráficos 11 a 13), las conclusiones son similares, pero en este caso las “velocidades de convergencia” son mayores: 1,75% anual frente a 1,35% para el conjunto nacional en el caso del VAB *per cápita*; en tasas de empleo 2% frente a 0,68%, y en productividad 1,94% frente a 1,68%.

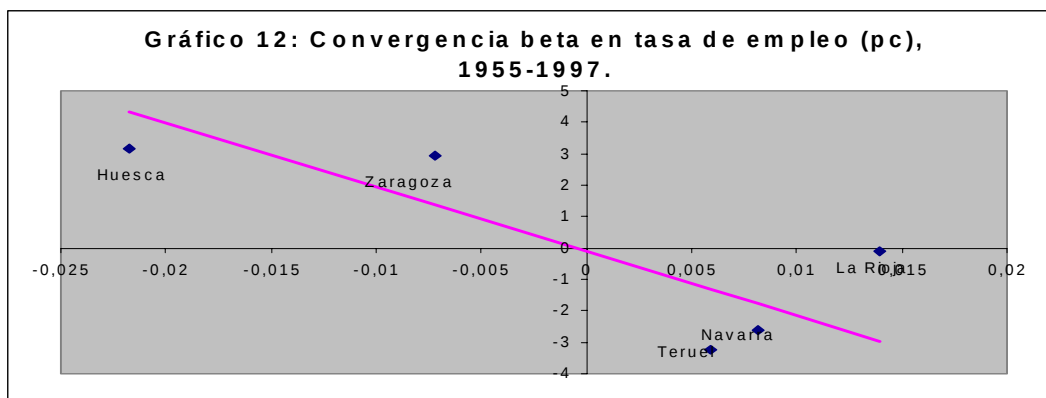
Estas estimaciones reafirman, por tanto, la idea de que la convergencia es más intensa entre este “club de provincias”, por lo que se puede pensar en la existencia de fuerzas de carácter particular en este área que aceleran los procesos de acercamiento en rentas *per cápita*.



$$Y = 0,00002 - 0,01750X + u$$

(-10,33)

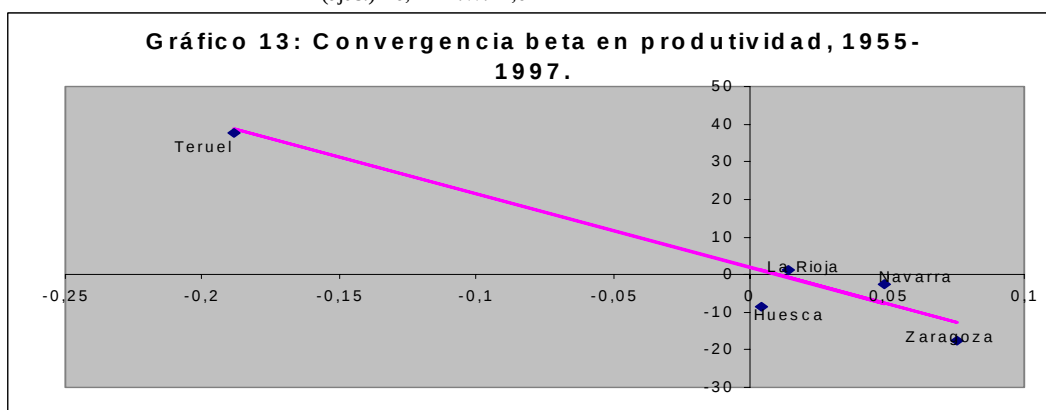
$$R^2(\text{ajus.}) = 0,86 \quad D.W. = 0,46$$



$$Y = -0,00001 - 0,02041X + u$$

(-2,68)

$R^2(\text{ajus.}) = -0,4$ D.W. = 2,0



$$Y = 0,00001 - 0,01946X + u$$

(-12,93)

$R^2(\text{ajus.}) = 0,90$ D.W. = 0,65

Este análisis de convergencia absoluta que hemos planteado, está suponiendo que el término constante de la ecuación es el mismo para todas las provincias y, por ello, todas ellas convergen hacia un estado estacionario común. No obstante, y dada la evidencia empírica existente, parece más razonable pensar que cada provincia pueda tender a su propio estado estacionario. Para comprobarlo existen dos alternativas: La primera consistiría en incorporar al modelo variables que determinen este estado estacionario propio, comprobando su significatividad estadística. La segunda, siguiendo a De La Fuente (1996), incluye variables ficticias, en este caso provinciales, en un análisis de datos de panel, al objeto de captar los efectos específicos de cada provincia que provocan diferencias en rentas *per cápita*. Esta última alternativa será abordada en el apartado siguiente.

4. ¿Convergencia absoluta o condicionada?

4.1. Convergencia β condicionada: un análisis de datos de panel.

Cuando se mantiene el supuesto de un estado estacionario común para todas las provincias y se utiliza la técnica de datos de panel, de nuevo se obtiene evidencia a favor de la existencia de convergencia absoluta en VAB *per cápita* y productividad (cuadro 1), si bien los coeficientes estimados en este caso (0,9% para el VAB y 1,2% para la productividad) son

menores que los obtenidos con la técnica de corte transversal. Sin embargo, cuando se introducen las provincias de forma separada, suponiendo un estado estacionario propio para cada una de ellas, aparece divergencia (el coeficiente β estimado es positivo) tanto en VAB *per cápita* como en sus componentes tasa de empleo y productividad, resultando estadísticamente significativas en torno a los dos tercios de las *dummies* introducidas.

**CUADRO 1: CONVERGENCIA β EN VAB, TASA DE EMPLEO
Y PRODUCTIVIDAD, 1955-1997.**

No condic.	VAB	EMPLEO	PRODUCTIV.
β	-0,0095 (-5,37)***	0,0079 (3,030)***	-0,0128 (-5,19)***
R ² ajust.	0,0231	0,0087	0,033
D.W.	1,5762	1,3755	1,7660
Condic.			
β	0,0295 (2,20)**	0,0429 (6,09)***	0,0285 (3,97)***
ÁLAVA	-0,0061 (-2,23)**	-0,0019 (-1,95)*	-0,0050 (3,81)***
ALBACETE	0,0106 (1,77)*	0,0016 (2,00)**	0,0051 (3,25)***
ALICANTE	-0,0024 (-2,74)***	-0,0009 (-1,03)	-0,0014 (-1,60)
ALMERÍA	0,0055 (2,12)	0,0043 (4,50)***	0,0018 (1,17)
ASTURIAS	-0,0040 (-3,21)***	-0,0018 (-3,41)***	-0,0024 (1,99)**
ÁVILA	0,0082 (3,56)***	-0,0002 (-0,21)	0,0082 (5,69)***
BADAJOS	0,0070 (2,30)**	0,0037 (3,20)***	0,0043 (2,81)***
BALEARES	-0,0058 (-2,08)**	-0,0030 (-1,82)*	-0,0040 (-2,63)***
BARCELONA	-0,0086 (-3,37)***	-0,0009 (-1,23)	-0,0080 (-5,88)***
BURGOS	0,022 (2,35)**	-0,0001 (-0,14)	0,0018 (1,48)
CÁCERES	0,0088 (3,55)***	0,0013 (1,10)	0,0078 (3,70)***
CÁDIZ	0,0007 (0,43)	0,0045 (4,02)***	-0,0025 (-2,54)**
CANTABRIA	-0,0037 (-3,83)***	-0,0020 (-3,04)***	-0,0020 (-2,81)***
CASTELLÓN	-0,0011 (-0,84)	-0,0039 (-3,90)***	0,0017 (1,34)
CIUDAD REAL	0,0059 (2,63)***	0,0026 (2,51)**	0,0040 (2,42)**
CÓRDOBA	0,0042 (1,65)*	0,0026 (1,83)*	0,0024 (1,38)
LA CORUÑA	0,0018 (1,87)*	-0,0003 (-0,39)	0,0018 (1,56)
CUENCA	0,0080 (2,88)***	0,0020 (1,77)*	0,0063 (2,72)***
GIRONA	-0,0049 (-1,97)**	-0,0040 (-3,85)***	-0,0023 (-2,69)***

GRANADA	0,0057 (2,18)**	0,0032 (3,14)***	0,0035 (2,94)***
GUADALAJARA	0,0022 (1,75)*	-0,0002 (-0,35)	0,0039 (1,83)*
GUIPÚZCOA	-0,0091 (-3,68)***	-0,0005 (-0,58)	-0,0087 (-5,65)***
HUELVA	0,0026 (1,085)	0,0055 (4,24)***	-0,0016 (-0,96)
HUESCA	-0,0013 (-0,76)	-0,0004 (-0,41)	-0,0014 (-0,83)
JAÉN	0,0084 (2,41)**	0,0026 (2,40)**	0,0067 (2,67)***
LEÓN	0,0015 (1,12)	-0,0024 (-2,64)***	0,0036 (2,80)***
LLEIDA	-0,00002 (0,001)	-0,0014 (1,89)*	0,0006 (0,42)
LUGO	0,0062 (2,47)**	-0,0021 (-1,23)	0,0067 (2,43)**
MADRID	-0,0110 (-3,71)***	0,0003 (0,42)	-0,0115 (-6,76)***
MÁLAGA	0,0012 (0,93)	0,0028 (3,14)***	-0,0006 (-0,75)
MURCIA	0,0021 (1,86)*	0,0021 (2,98)***	0,0004 (0,35)
NAVARRA	-0,0024 (-1,58)	-0,0009 (-1,56)	-0,0018 (1,97)**
ORENSE	0,0075 (2,79)***	-0,0045 (-2,76)***	0,0106 (3,84)***
PALENCIA	0,0024 (1,65)*	0,0004 (0,45)	0,0019 (1,70)*
LAS PALMAS	-0,0008 (-0,55)	0,0014 (1,16)	-0,0020 (-1,72)*
PONTEVEDRA	0,0011 (1,25)	-0,0030 (-2,67)***	0,0034 (2,38)**
LA RIOJA	-0,0013 (-1,04)	-0,0016 (-2,24)**	-
SALAMANCA	0,0031 (2,87)***	0,0017 (2,25)**	0,0015 (1,89)*
TENERIFE	0,0014 (0,82)	0,0012 (0,98)	0,0047 (0,36)
SEGOVIA	0,0027 (2,39)**	0,0019 (2,15)**	0,0005 (0,54)
SEVILLA	-0,0016 (-1,27)	0,0019 (1,91)**	-0,0026 (-3,74)**
SORIA	0,0056 (3,21)***	0,0016 (1,39)	0,0038 (2,57)***
TARRAGONA	-0,0037 (-1,63)	-0,0033 (-4,66)***	-0,0009 (-0,62)
TERUEL	0,0053 (2,77)***	-0,0007 (-0,75)	0,0056 (2,16)**
TOLEDO	0,0057 (3,12)***	0,0008 (0,75)	0,0050 (4,60)***
VALENCIA	-0,0042 (-3,07)***	-0,0015 (-2,00)**	-0,0029 (-3,84)***
VALLADOLID	-0,0012 (-1,05)	0,0013 (1,98)**	-0,0024 (-2,16)**
VIZCAYA	-0,0088 (-3,27)***	-0,0017 (-1,24)	-0,0069 (-4,56)***
ZAMORA	0,0049 (2,28)**	-0,0009 (-0,70)	0,0057 (2,73)***

ZARAGOZA	-0,0029 (-1,98)*	0,00004 (0,05)	-0,0032 (-4,81)***
R ² ajust.	0,1059	0,0341	0,1008
D.W.	1,6568	1,3844	1,8369
F _(49,449)	2,981	1,563	2,607
Hausman [$\chi^2_{(1)}$]	45,57	28,29	52,33
***Significativo al 99% (t de Student); ** significativo al 95%; * significativo al 90%.			

Este resultado puede parecer sorprendente si tenemos en cuenta que los estudios centrados en las CC.AA. obtienen una convergencia condicional muy rápida. Sin embargo, es similar al obtenido con la utilización de otras técnicas aplicadas también al análisis provincial, como por ejemplo, el procedimiento basado en analizar el comportamiento del *gap* que cada provincia presenta con una provincia líder⁸.

El elevado valor que presenta el test de Hausman estaría indicando la presencia de efectos fijos antes que aleatorios⁹, de modo que los diferentes estados estacionario pueden ser captados mediante diferencias en el término independiente. Junto a ello, el valor alcanzado por el estadístico F sugiere que, efectivamente, el modelo de convergencia condicionada con variables ficticias es superior al de convergencia absoluta¹⁰.

4.2. Los determinantes de los estados estacionarios.

Entre los factores que diferencian a las provincias españolas en su dinámica de crecimiento a largo plazo (cuadro 2), se encuentran el incremento (decremento) de la población, del peso relativo del sector agrícola, y de los *stocks* de capital humano y capital privado por empleado, que resultan estadísticamente significativos para el conjunto del período 1965-1995, mientras que el incremento del *stock* de capital público por ocupado no contribuye a dibujar este abanico de estado estacionarios, apareciendo sólo como significativo en el subperíodo 1985-1995, lo cual resulta consistente con el hecho de que se trata de una etapa caracterizada por un importante esfuerzo inversor en infraestructuras públicas. La significatividad del capital humano y capital privado emerge a partir del subperíodo 1975-1985, período de fuerte reconversión industrial que requirió importantes inversiones y una mayor necesidad de formación de los empleados. Por su parte, la significatividad de los incrementos de población, que desaparece en el último subperíodo, podría estar relacionada con los movimientos migratorios, especialmente intensos en las décadas sesenta y setenta. En el caso del V.M.E, Aragón es la región que presenta mayores movimientos de población, de modo que en tan sólo una década (1960-1970) 100.000 aragoneses cambiaron de residencia, y de ellos casi 70.000 se ubicaron en la provincia de Zaragoza, consagrando el desequilibrio territorial en la C.A. (Frutos, 2001). Por último, la significatividad de la participación relativa del sector agrícola vendría explicada por la

diferente intensidad que el proceso de cambio estructural ha tenido lugar en cada una de las provincias entre 1965 y 1975. Respecto al V.M.E.: “Entre 1955 y 1975, la desagrarización es menos intensa en Aragón y La Rioja, y mayor el crecimiento de la construcción y los servicios. Por el contrario, en Navarra la agricultura reduce su peso a la mitad mientras el secundario corrige la diferencia de partida (...)”(Navarro y Serrano, 2001). A su vez, el proceso de cambio estructural en las provincias aragonesas presenta diferencias significativas, siendo dicho proceso más intenso en el caso de Huesca y Teruel, con un crecimiento del peso del sector servicios mayor que en Zaragoza, provincia ésta que presentaba ya a mediados de los cincuenta un patrón estructural más próximo al de las economías desarrolladas que el nacional (Navarro, 2001).

El reducido valor alcanzado por el coeficiente de determinación en el último subperíodo está sugiriendo la existencia de otros factores no contemplados en nuestro análisis, tales como el proceso de apertura de la economía española tras la incorporación a la U.E., las reformas estructurales llevadas a cabo como consecuencia de dicha integración, o cuestiones relacionadas con el clima social, que estarían explicando la mayor parte de las diferencias en estados estacionarios.

CUADRO 2: FACTORES DETERMINANTES DE LOS ESTADOS ESTACIONARIOS EN VAB.

VARIABLES	1965-1995	1965-1975	1975-1985	1985-1995
Incre. Población.	-0,0779 (-6,99)***	-0,0461 (-6,26)***	-0,072 (-7,00)***	-0,0789 (-1,39)
Incre. Capital humano (por empl.)	-35,0334 (-2,70)***	-8,2581 (-1,13)	-13,3224 (-2,49)**	-23,2835 (-3,04)***
Incre. Capital público (por empl.)	3,7020 (1,02)	-3,0294 (-1,55)	0,5993 (0,36)	6,1860 (2,17)**
Incre. Capital privado (por empl.)	18,7537 (2,30)**	-0,2720 (0,07)	18,814 (6,18)***	14,6415 (1,95)*
Particip. Sector Agrícola	0,0032 (2,55)**	0,0013 (3,43)***	-0,0299 (-1,18)	0,03263 (1,76)*
R ² ajust.	0,5802	0,5323	0,6964	0,1757
D.W.	1,8014 [ar(1)]	1,9221 [ar(1)]	1,8083[ar(1)]	2,1577
***Significativo al 99% (t de Student); ** significativo al 95%; * significativo al 90%.				

4.3. Convergencia β condicionada: un análisis por etapas.

Para finalizar esta sección, se analiza la convergencia (divergencia) para los tres grandes subperíodos que caracterizan la economía española en las últimas cuatro décadas: 1955-1975, que configura una etapa de crecimiento y cambio estructural, con marcado protagonismo de la industria; 1975-1985, período de crisis industrial y reconversión; y 1985-1997, caracterizado por la recuperación económica, sólo interrumpida por la crisis de los primeros noventa, y con un protagonismo creciente del sector servicios.

Tres son las conclusiones principales que se pueden extraer de este análisis¹¹: (cuadros 3, 4 y 5): En primer lugar, para todos los subperíodos analizados, los valores del estadístico F denotan que la convergencia condicionada es preferible a la absoluta, a la vez que el test de Hausman pone de manifiesto la presencia de efectos fijos provinciales. En segundo lugar, en las tres etapas analizadas se mantiene la predicción de divergencia condicionada entre las provincias españolas. Además, el coeficiente beta estimado para el VAB *per cápita* va aumentando con el tiempo, pasando del 6,39% en el primer período, al 26,44%, en el último, lo cual estaría indicando que las fuerzas que conducen a la divergencia provincial se han visto acentuadas con el transcurso de los años. En tercer lugar, Navarra, La Rioja y Zaragoza, son las tres provincias dentro del V.M.E. cuyas *dummies* aparecen mayor número de veces como significativas, reflejando la mayor presencia de efectos específicos en las mismas que provocan diferencias en renta *per cápita*.

CUADRO 3: CONVERGENCIA EN VAB, 1955-1975.

No condic.	VAB	EMPLEO	PRODUCTIV.
β	-0,0108 (-5,01)***	0,0120 (3,44)***	-0,0065 (-2,11)**
R ² ajust.	0,0462	0,0210	0,0104
D.W.	1,4203	1,1937	1,5250
Condic.			
β	0,0639 (5,15)***	0,0822 (7,56)***	0,0657 (4,63)***
HUESCA	-0,0005 (-0,27)	-0,0015 (-0,92)	0,00007 (0,03)
NAVARRA	-0,0065 (-3,78)***	-0,0036 (-5,66)***	-0,0035 (-2,15)**
LA RIOJA	-0,0053 (-4,37)***	-0,0043 (-3,82)***	-0,0022 (-2,07)**
TERUEL	0,0108 (3,77)***	-0,0022 (-1,91)*	0,0119 (2,84)***
ZARAGOZA	-0,0089 (-4,85)***	-0,0031 (-2,96)***	-0,0062 (-4,47)***
R ² ajust.	0,2208	0,2339	0,2622
D.W.	1,6542	1,4767	1,7789
F _(49,449)	3,277	3,815	3,103
Hausman [$\chi^2_{(1)}$]	52,08	39,90	32,53

*** Significativo al 99% (t de Student); ** significativo al 95%; * significativo al 90%.

CUADRO 4: CONVERGENCIA EN VAB, 1975-1985.

No condic.	VAB	EMPLEO	PRODUCTIV.
β	-0,0056 (-1,51)	0,0205 (4,21)***	-0,0114 (-2,25)**
R ² ajust.	0,0043	0,0522	0,0210
D.W.	0,6938	1,6218	1,9603
Condic.			
β	0,1421 (6,00)***	0,1871 (7,16)***	0,1578 (6,48)***

HUESCA	-0,0120 (-2,45)**	-0,0076 (-4,79)***	0,0062 (-1,24)
NAVARRA	-0,0106 (-3,72)***	-0,0022 (-1,67)*	-0,0099 (-3,83)***
LA RIOJA	-0,0078 (3,60)***	-0,0100 (-6,83)***	-0,000006 (0,0038)
TERUEL	0,0066 (1,43)	-0,0039 (-2,53)**	0,0101 (1,81)*
ZARAGOZA	-0,0068 (-3,52)***	0,0028 (2,26)**	-0,0104 (-5,44)***
R ² ajust.	0,1590	0,2160	0,1810
D.W.	1,8638	1,7769	2,0810
F _(49,449)	2,119	2,271	2,188
Hausman [$\chi^2_{(1)}$]	40,61	59,26	55,17

*** Significativo al 99% (t de Student); ** significativo al 95%; * significativo al 90%.

CUADRO 5: CONVERGENCIA EN VAB, 1985-1997.

No condic. β	VAB	EMPLEO	PRODUCTIV.
	-0,0040 (-1,02)	-0,0010 (-0,23)	-0,0219 (-3,61)***
R ² ajust.	-0,004	-0,026	0,0555
D.W.	1,7146	1,5071	1,9697
Condic. β			
	0,2644 (3,62)***	0,1318 (7,60)***	0,1166 (4,64)***
HUESCA	-0,0116 (-3,48)***	-0,0012 (-0,86)	-0,0050 (-4,29)***
NAVARRA	-0,0251 (-3,09)***	-0,0026 (-1,97)*	-0,0079 (-3,70)***
LA RIOJA	-0,0229 (3,10)***	-0,0044 (-3,06)***	-0,0055 (-4,05)***
TERUEL	-0,0061 (-2,09)**	-0,0016 (-0,95)	0,0009 (-0,26)
ZARAGOZA	-0,0201 (-3,23)***	-0,0018 (-1,34)	-0,0072 (-5,53)***
R ² ajust.	0,3882	0,2861	0,2099
D.W.	1,5314	1,9515	2,0419
F _(49,449)	5,513	3,873	2,0633
Hausman [$\chi^2_{(1)}$]	174,53	68,82	58,16

*** Significativo al 99% (t de Student); ** significativo al 95%; * significativo al 90%.

5. Conclusiones.

En los últimos años del siglo XX, las cinco provincias pertenecientes al V.M.E. se sitúan por encima de la media nacional en términos de renta *per cápita*, destacando especialmente Navarra y La Rioja. Teruel aparece como la provincia que con un perfil más creciente, ya que partiendo de una situación muy negativa al comienzo del período analizado, consigue desde principios de los ochenta situarse por encima del promedio nacional. El aspecto negativo es que dicha evolución está relacionada con la sangría demográfica padecida por la provincia. Por el contrario, Zaragoza es la provincia con una

evolución más desfavorable, ya que durante las cuatro décadas analizadas reduce significativamente su diferencial positivo con la media provincial española, debido a la negativa evolución de sus dotaciones factoriales, y al estancamiento de su productividad industrial en la década de los noventa.

Durante el período analizado (1955-1997) se ha reducido la dispersión en VAB *per cápita* entre las provincias españolas, es decir, se ha producido convergencia- σ , aunque ésta ha sido más intensa en la década de los sesenta y primeros setenta, años de fuertes migraciones desde las provincias más pobres hacia las más ricas, ralentizándose posteriormente de modo que parece haberse detenido. Se observa que la convergencia producida en VAB *per cápita* tiene lugar gracias a la convergencia en productividad, ya que la dispersión en tasas de empleo mantiene una senda bastante estable, y más que contribuir al proceso de convergencia lo que ha hecho ha sido frenarlo. La convergencia- σ entre las provincias del V.M.E. presenta unas características similares a las del conjunto nacional, pero con un rasgo diferencial, que es la mayor intensidad del proceso. Podemos concluir, por tanto, que el hecho de pertenecer al mismo territorio económico ha permitido que estas provincias hayan reducido su dispersión en rentas *per cápita* de forma más significativa que lo ocurrido para el conjunto de provincias españolas.

Del análisis de convergencia- β absoluta, utilizando corte transversal, se desprende que, efectivamente, se produce convergencia entre las provincias españolas, aunque a un ritmo algo menor del que predicen los estudios empíricos centrados en las CC.AA., y es el componente productividad el que mejor explica dicho proceso. Las provincias pertenecientes al V.M.E. habrían evolucionado de forma más favorable que la “región tipo”, ya que presentan un VAB *per cápita* observado superior al estimado por el modelo de convergencia. Las regresiones realizadas exclusivamente para el V.M.E. presentan conclusiones muy similares, pero en este caso las “velocidades de convergencia” estimadas son mayores, de modo que se reafirmaría la idea de que el proceso de convergencia ha sido más intenso entre este “club” de provincias.

Cuando se utiliza la técnica de datos de panel, se mantiene la predicción de convergencia no condicionada en VAB *per cápita*, a un ritmo ligeramente inferior al obtenido con corte transversal. Sin embargo, cuando se introducen las provincias de forma separada a través de variables ficticias provinciales, aparece divergencia, especialmente intensa para el subperíodo 1985-1995. Este resultado puede resultar sorprendente si tenemos en cuenta que los trabajos empíricos centrados en las CC.AA. obtienen convergencia condicional muy rápida; sin embargo, es similar al obtenido cuando se aplican otras técnicas

al estudio de las provincias españolas, como por ejemplo, la basada en analizar el comportamiento del *gap* que cada provincia presenta con una provincia líder. Además, los contrastes obtenidos estarían indicando que nos hallamos ante la presencia de efectos fijos antes que aleatorios, y sugieren también que, efectivamente, el modelo de convergencia condicionada con variables ficticias es superior al de convergencia absoluta. Esto es así tanto para el conjunto del período analizado (1955-1997), como para los distintos subperíodos estudiados: 1955-1975, etapa de crecimiento y cambio estructural; 1975-1985, período de crisis industrial y reconversión; y 1985-1997, caracterizado por la recuperación económica, sólo interrumpida por la crisis de los primeros noventa. Navarra, La Rioja y Zaragoza son las tres provincias dentro del V.M.E. cuyas *dummies* aparecen mayor número de veces como significativas en este análisis por etapas, sugiriendo la mayor presencia de efectos específicos en las mismas, que provocan diferencias en rentas per cápita.

Entre los factores determinantes de los distintos estados estacionarios, el análisis efectuado sugiere que éstos son explicados por el incremento (decremento) de la población, del peso relativo del sector agrícola, y de los *stocks* de capital humano y capital privado por ocupado, mientras que el incremento del *stock* de capital público por empleado sólo aparece como significativo en el subperíodo 1985-1995, etapa caracterizada por un importante esfuerzo inversor en infraestructuras públicas.

Notas.

¹ Véase Mas, Maudos y Uriel (1994); De la Fuente (1996); García-Greciano y Raymond (1999); De la Fuente y Freire (2000); entre otros.

² No obstante, las predicciones de ambas familias de modelos no son tan diferentes como puede parecer a simple vista, ya que los modelos neoclásicos predicen convergencia, pero de tipo condicional, de modo que cada economía se acercará a su propio estado estacionario. Por ello, en el equilibrio a largo plazo, el nivel de renta *per cápita* puede ser diferente, dado que caben diferencias en sus características "fundamentales"; esto es, en cuestiones tan importantes como el clima político y social, la estructura institucional, la política económica o el nivel educativo de la población.

³ Realizaremos dicha aproximación descomponiendo el VAB *per cápita* en tasa de empleo y productividad; esto es:

$$VAB_{it}/Población_{it} = Empleo_{it}/Población * VAB_{it}/Empleo_{it}$$

Llamando Y al VAB *per cápita*, L a la tasa de empleo y Q a la productividad, obtenemos la expresión:

$$Y_{it} = L_{it} * Q_{it}$$

y tomando diferencias logarítmicas con el promedio nacional, se obtiene:

$$y_{it} = \log Y_{it} - \log Y_t$$

$$l_{it} = \log L_{it} - \log L_t$$

$$q_{it} = \log Q_{it} - \log Q_t$$

La serie utilizada ha sido: "Renta nacional de España y su distribución provincial. Años 1995 a 1993 y avances 1994 a 1997" de la Fundación BBV. El VAB es en miles de pesetas constantes de 1986.

⁴ Se trabaja con cincuenta provincias, puesto que se han eliminado Ceuta y Melilla.

⁵ Para analizar la evolución de esta magnitud, se han manejado las series provinciales de la Fundación BBV, recogidas en las publicaciones: "El *stock* de capital en España y su distribución territorial", volumen II y "Renta nacional de España y su distribución provincial. Años 1995 a 1993 y avances 1994 a 1997".

⁶ Para realizar dicho análisis se diferencia con respecto al tiempo, obteniendo la siguiente relación:

$$\Delta y_{it} = \Delta l_{it} + \Delta q_{it}$$

donde $\Delta y_{it} = (y_{i, 1997} - y_{i, 1955})/42$

⁷ Huesca, Navarra y La Rioja, que partían con un nivel de renta inicial mayor que la media nacional, en contra de lo que predice la teoría de la convergencia, han crecido también por encima del promedio. Teruel sí cumple las predicciones de la teoría, ya que parte con un nivel de renta inicial inferior al promedio y crece sensiblemente por encima de la media nacional. Zaragoza, por otra parte, con una situación de partida mejor que la media, ha crecido por debajo de la misma.

⁸ Aplicando este procedimiento a las provincias españolas [véase Villaverde, J. y Sánchez-Robles, B. (1998), para un análisis de los clubes de convergencia provinciales en España], algunos autores concluyen que la evidencia no parece favorable a la hipótesis de convergencia, sino más bien a la divergencia, y que la pauta de crecimiento observada en nuestro país no ha conducido a las provincias más atrasadas a alcanzar el nivel de renta de las más ricas, sino que, más bien, se ha generado una situación de estados estacionarios diversos.

⁹ El contraste de Hausman logra una chi-cuadrado con un grado de libertad, en todos los casos mayor que el valor crítico de tablas (un 3,84 a un nivel de significatividad del 5%). Los resultados obtenidos son robustos a la heterocedasticidad utilizando la matriz de White.

¹⁰ El estadístico $F_{(49, 999)}$ es siempre superior al valor crítico ($F_{[(24, \infty) (0,05)]}=1,52$).

¹¹ A pesar de que este análisis por etapas se ha llevado a cabo para las 50 provincias españolas, en los cuadros sólo se han incluido los coeficientes estimados para las *dummies* de las provincias pertenecientes al V.M.E.

Referencias Bibliográficas.

- Abramovitz, M. (1979): "Rapid Growth Potencial and its Realization", en Cambridge University Press: *Thinking About Growth and Other Essays on Economic Growth and Welfare*, Cambridge.
- Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1991): "Convergence across states and regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, nº1, págs. 107-182.
- Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1995): *Economic Growth*, Mc Graw-Hill, Nueva York.
- Barro, R.J. y. Sala-i-Martin, X (1992): "Convergence", *Journal of Political Economy*, nº100, págs. 223-251.
- Bernard, A. y Durlauf, S. (1996): "Interpreting test of the convergence hypothesis", *Journal of Econometrics*, nº 71, págs. 161-173.
- Carlino, G. y Mills, L. (1993): "Are US regional income converging", *Journal of Monetary Economics*, nº 32, págs. 335-346.
- Cuadrado Roura, J.R., García-Greciano, B. y Raymond, J.L. (1999): "Regional convergence in productivity and productive structure: the Spanish case", *International Regional Science Review*, vol. 22, nº1, págs. 35-53.
- De la Fuente, A. (1996): "Economía regional desde una perspectiva neoclásica. De convergencia y otras historias", *Revista de Economía Aplicada*, vol. IV, nº 10, págs. 5-63.
- De la Fuente, A. y Freire, M.J. (2000): "Estructura sectorial y convergencia regional", *Revista de Economía Aplicada*, vol. VIII, nº 23, págs. 189-205.
- Frutos, L.M. (2001): "Población y mercado de trabajo", *Papeles de Economía Española, Economía de las Comunidades Autónomas*, nº 19, págs. 47-70.
- Fundación BBV (1998): "El stock de capital en España y su distribución territorial", volumen II, Fundación BBV.
- Fundación BBV (1999): "Renta nacional de España y su distribución provincial. Años 1955 a 1993 y avances 1994 a1997", volumen II, Fundación BBV.
- García-Greciano, B. y Raymond, J.L. (1999): "Las disparidades regionales y la hipótesis de convergencia: una revisión", *Papeles de Economía Española*, nº 80, págs.2-18.
- Garrido-Yserte, Rubén (2002): *Cambio estructural y desarrollo regional en España*, Madrid: Pirámide.
- Lucas, R. (1988): "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, nº 1, págs. 3-42.
- Magrini, S. (1999): "The evolution of income disparities among the regions of the European Union", *Regional Science and Urban Economics*, nº 29, págs. 257-281.

-
- Marcet, A. (1994): "Los pobres siguen siendo pobres: Convergencia entre regiones y países, un análisis bayesiano de datos de panel", en *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, vol.II, Instituto de Análisis económico, Barcelona.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1994): "Disparidades regionales y convergencia en las comunidades autónomas", *Revista de Economía Aplicada*, vol. II, nº 4, págs. 129-148.
- Mas, M., Pérez, F., Uriel, E. y Serrano, L. (1999): "Capital Humano en España y su distribución provincial", Fundación Bancaja.
- Navarro, M.C. (2001): "Sector terciario", *Papeles de Economía Española, Economía de las Comunidades Autónomas*, nº 19, págs. 180-196.
- Navarro, M.C. y Serrano, J.M.: "La economía del Valle del Ebro en perspectiva histórica", *Papeles de Economía Española, Economía de las Comunidades Autónomas*, nº 19, págs. 31-43.
- Pallardó, V.J. y Esteve, V. (1997): "Convergencia real en la Unión Europea", *Revista de Economía Aplicada*, vol.V, nº 14, págs. 25-49.
- Pérez, P. (2000): "Dinámica de las regiones en España" (1955-1995)", *Revista de Economía Aplicada*, vol.VIII, nº 22, págs. 155-173.
- Quah, D. (1993a): "Empirical cross-section dynamics in economic growth", *European Economic Review*, nº 37, págs. 426-434.
- Quah, D. (1993a): "Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, nº 95, págs. 427-443.
- Quah, D. (1996): "Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics" *Economic Journal*, nº 106, págs. 1.045-1.055.
- Quah, D. (1997): "Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs", *Journal of Economic Growth*, nº 2, págs. 27-59.
- Romer, P. (1986): "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, vol. 94, nº 5, págs. 1.002-1.037.
- Sala-i-Martin, X. (1996): "Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence", *European Economic Review*, nº 40, págs.1325-1352.
- Sansó, M. (2001): "Crecimiento económico y cambio estructural", *Papeles de Economía Española, Economía de las Comunidades Autónomas*, nº 19, págs. 16-30.
- Solow, R. (1956): "A contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. LXX, nº 1, págs.65-94.
- Villaverde, J., Sanchez-Robles, B. (1998): "Disparidades provinciales y clubes de convergencia en España", *Estudios Regionales*, nº 52, págs. 177-199.