

Población, inversión y tecnología en la convergencia de las regiones españolas. Un análisis de datos de panel dinámicos

Fernando Martín Mayoral* y Carlos Garcimartín**

RESUMEN: Aunque existe una abundante literatura sobre los procesos de convergencia entre las regiones españolas, la mayor parte de trabajos realizados al respecto han utilizado o bien técnicas de sección cruzada o bien técnicas estáticas de datos de panel, que tienen importantes limitaciones en modelos dinámicos. Además, en pocos de dichos análisis se ha considerado de forma explícita el efecto de las variables clásicas responsables del estado estacionario. El objetivo del presente trabajo consiste en tratar de solventar estas limitaciones mediante la aplicación de técnicas dinámicas de datos de panel a una ecuación de convergencia que incorpora diferencias regionales en las variables responsables del estado estacionario. La principal conclusión obtenida es que el factor explicativo más relevante de las aproximaciones en el estado estacionario entre las regiones españolas han sido las diferencias en las tasas de crecimiento de la población, principalmente debidas a movimientos migratorios inter-regionales.

Clasificación JEL: C23, O40, O47.

Palabras clave: Población, inversión, tecnología, crecimiento, convergencia regional.

The Role of Population, Investment and Technology in the Convergence Process across Spanish Regions

ABSTRACT: Although there exists abundant literature about convergence across the Spanish regions, most of the research has been developed by using cross-section regressions or data panel techniques with fixed effects, resulting in biased estimates that may make their conclusions less tenable. In addition, many of these studies do

* Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO), sede Ecuador. E-mail: fmartin@flacso.org.ec

** Universidad Rey Juan Carlos. Departamento de Economía Aplicada II. Facultad de Ciencias Jurídicas y Sociales. Universidad Rey Juan Carlos. Campus de Vicálvaro. Paseo de los Artilleros, s/n. 28032 Madrid. Tel: 91 488 78 65. E-mail: carlos.garcimartin@urjc.es

not explicitly account for the effect of the traditional variables determining the steady state. This paper is aimed at overcoming these limitations. The main conclusion that stems from our analysis is that the deep reduction in steady-state disparities across the Spanish regions can be attributed to a large extent to the differences in their population growth rates, which are due mainly to inter-regional migrations.

JEL Classification: C23, O40, O47.

Key words: Population, investment, technology, growth, regional convergence.

1. Introducción

La convergencia entre países o regiones ha sido de forma recurrente objeto de una profunda controversia entre distintas corrientes de pensamiento de la ciencia económica. Por un lado, la visión neoclásica del crecimiento predice convergencia entre economías con características similares, debido a la existencia de rendimientos decrecientes en los factores acumulables. Por otro, tanto la Teoría del crecimiento endógeno como los modelos dinámicos de corte keynesiano afirman que nada garantiza dicho proceso. En el caso de España, aunque existe una abundante literatura sobre los procesos de β convergencia entre sus regiones o provincias, a nuestro juicio, dos aspectos han sido insuficientemente tratados. Por un lado, la mayor parte de los autores han empleado métodos basados en regresiones de sección cruzada o en técnicas de datos panel de efectos fijos, ambos con serias limitaciones en modelos dinámicos. Por otro, apenas se ha cuantificado el papel desempeñado por las variables responsables de los estados estacionarios de las diversas regiones.

El objetivo de la presente investigación consiste en tratar de solventar estas limitaciones mediante el uso de técnicas dinámicas de datos de panel. La principal conclusión que puede extraerse del análisis es que efectivamente ha tenido lugar un proceso de convergencia regional en España, aunque agotado al concluir la década de los años setenta. Sin embargo, buena parte de la reducción de las disparidades entre la renta per cápita del estado estacionario de las regiones españolas se ha debido a diferencias en las tasas regionales de crecimiento de la población, principalmente ocasionadas por migraciones inter-regionales. Por el contrario, la inversión ha desempeñado un papel mucho menor, mientras que la diferencias tecnológicas han constituido un factor de fuerte divergencia.

2. Regresiones de convergencia y paneles dinámicos. Su aplicación a las regiones españolas

Una de las implicaciones del modelo neoclásico de crecimiento desarrollado por Solow (1956) es el concepto de convergencia β (Barro y Sala-i-Martin, 1991 y 1992), que puede contrastarse mediante la conocida expresión:

$$\ln(y_{it}) - \ln(y_{i0}) = a - b \ln(y_{i0}) + u_{it} \quad [1]$$

siendo

$$a = (1 - e^{-\beta t}) \ln(A_0) + g(t - e^{-\beta t} t_0) + (1 - e^{-\beta t}) \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) \right]$$

y

$$b = (1 - e^{-\beta t}) \quad \beta = (\alpha - 1)(n + g + \delta)$$

La variable y representa la producción; s y δ indican las tasas de ahorro y depreciación, respectivamente; n y g son las tasas, exógenas, de crecimiento de la población y la tecnología, respectivamente; A_0 recoge el nivel técnico en el momento inicial, aunque, en realidad, incorpora otros factores como la dotación de recursos, el clima empresarial o las instituciones; t es el tiempo; el subíndice i representa las regiones o países; y a es un parámetro positivo e inferior a la unidad que expresa los rendimientos (decrecientes) en el factor capital. De este modo, la expresión b permitiría calcular la velocidad de convergencia (β), mientras que la constante a estaría agrupando a todas las variables responsables del estado estacionario. En particular, el término $(1 - e^{-\beta t}) \ln(A_0)$, al que denotaremos η_i , incluye los efectos individuales no observados, específicos de cada economía e invariantes en el tiempo. Por su parte, $g [t - e^{-\beta t} (t - 1)]$ se compone de gt , que en regresiones de sección cruzada se incluiría en el intercepto a , y por $e^{-\beta t} (t - 1)$, que mide el efecto temporal no observable del progreso técnico, considerado común a todas las economías pero variable en el tiempo. Este efecto se incorpora a un nuevo término que denominaremos ρ_t . Ambos componentes son considerados como parte del término de error ($v_{it} = \eta_i + \rho_t + u_{it}$) en las estimaciones de sección cruzada. El resto de variables responsables del estado estacionario son la tasa de ahorro/inversión, la tasa de crecimiento de la población, la tasa de depreciación del capital y el progreso técnico.

Como es conocido, los resultados alcanzados originalmente por la mayoría de los estudios sobre convergencia absoluta fueron sorprendentemente similares, mostrando una velocidad de convergencia estable y uniforme de aproximadamente el 2% anual. No obstante, tras las críticas efectuadas al concepto de convergencia absoluta, numerosos trabajos se orientaron a contrastar la hipótesis de convergencia condicional, presentándose una abundante evidencia empírica acerca de las variables que afectan a la formación de los distintos estados estacionarios¹. Por otro lado, el análisis de convergencia β a partir de regresiones de sección cruzada también comenzó a recibir numerosas objeciones, debido, entre otras razones, a que el término de error no es independiente de las variables explicativas, lo que produciría sesgos en los coeficientes estimados. Como consecuencia de ello, se pusieron multitud de métodos alternati-

¹ A las variables exógenas tradicionales se añadieron otras como el capital humano (Mankiw *et al.*, 1992; Barro y Lee, 1996), el comportamiento del mercado y su regulación por parte del sector público (Gwartney *et al.*, 1996), el grado de apertura al comercio internacional (Sachs y Warner, 1997), la sofisticación financiera (Levine y Zervos, 1993) o la variabilidad en el crecimiento de las inversiones (Ramey y Ramey, 1995), entre otras.

vos, tanto paramétricos como no paramétricos. Dentro de los primeros, gracias a los trabajos pioneros de Loayza (1994), Barro y Lee (1994 a y b), Islam (1995) o Barro y Sala-i-Martin (1995) se impusieron los modelos basados en datos de panel. Sin embargo, aunque esta metodología elimina el sesgo producido por los efectos fijos no observados, tampoco ha estado exenta de críticas, ya que no consigue corregir todos los problemas de correlación entre los regresores y el término de error, por lo que los estimadores continúan siendo potencialmente inconsistentes y sesgados. Entre las alternativas propuestas para solventar estos problemas, diversos autores han planteado modelos basados en variables instrumentales (VI) y, en particular, el Método Generalizado de Momentos extendido o de sistema (GMM SYS), desarrollado por Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998).

Respecto a los procesos de convergencia entre las regiones españolas, aunque existe una abundante literatura empírica al respecto, en la mayor parte de trabajos se han utilizado técnicas de sección cruzada o datos panel estáticos, que, como se ha mencionado, presentan importantes limitaciones en la estimación de la ecuación de convergencia β . Por otra parte, muchos de estos trabajos no tienen en cuenta de forma explícita el efecto de las variables clásicas responsables del estado estacionario. En el caso particular de la población, que, como se verá posteriormente, es la principal responsable de los procesos de acercamiento entre los estados estacionarios de las CC.AA. españolas, los trabajos que analizan el efecto de esta variable sobre la convergencia son escasos y se refieren principalmente a los flujos migratorios entre regiones. Uno de los primeros análisis realizados es el de Dolado *et al.* (1994), quienes corroboran el impacto de los movimientos migratorios en la convergencia provincial española durante el período 1955 a 1989 a través de estimaciones de corte transversal. Por su parte, Raymond y García Greciano (1996), aplicando el método intra-grupo de datos de panel (IG) para controlar los efectos temporales, junto con el método LSDV, estudiaron el PIB *per capita* regional entre 1955 y 1991, encontrando ausencia de convergencia absoluta debido al estancamiento de los flujos migratorios. Este criterio es compartido por Bentolila y Dolado (1991), Bentolila (1997), Pérez y Serrano (1998) o Serrano (1999), quienes consideran que la movilidad del trabajo es un factor fundamental en el análisis de las desigualdades espaciales, siendo las diferencias regionales en la retribución del capital humano el factor impulsor de los flujos migratorios y de la convergencia regional. Por su parte, Serrano (1998) contrasta el modelo de convergencia incluyendo como regresores adicionales el crecimiento demográfico diferencial, la inversión privada productiva y la dotación de capital humano, con y sin efectos fijos. Sus resultados muestran que las variables población y ahorro no parecen tener relación con el estado estacionario, mientras que la dotación de capital humano tiene un claro efecto positivo.

En definitiva, dado que la evidencia empírica presenta debilidades econométricas y que, en muchos casos, no se considera la influencia de los factores responsables del estado estacionario, consideramos oportuno estimar la ecuación de convergencia a través de datos de panel dinámicos, otorgando un especial énfasis al papel desempeñado por las variables tradicionales responsables de las diferencias en los estados estacionarios regionales. En particular, la ecuación de convergencia de la que parte nuestro análisis es la siguiente:

$$y_{it} = a + by_{it-1} + \sum_{j=1}^{\infty} \varphi_j X_{it}^j + \eta_i + \rho_t + u_{it} \quad [2]$$

donde

$$e^{-\beta\tau}, x_{it}^1 = \ln(s_{it}), x_{it}^2 = \ln(n_{it} + g + \delta), \varphi_1 = (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha}$$

$$\varphi_2 = -(1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha}$$

y

$$\eta_i = (1 - e^{-\beta\tau}) \ln A_0, \quad \rho_t = g[t - e^{-\beta\tau}(t - 1)]$$

La variable dependiente es el logaritmo del VAB *per capita* real a coste de factores al final del período. Entre los determinantes del estado estacionario se han tenido en cuenta la tasa de ahorro [$\ln(s_{it})$], medida como el valor medio del cociente entre la inversión bruta y el VABcf real de cada región, y el agregado de crecimiento de la población, tasa de progreso técnico y tasa de depreciación [$\ln(n_{it} + g + \delta)$]². Al igual que en Mankiew *et al.* (1992) o Islam (1995), los dos últimos componentes de esta expresión han sido considerados como un valor común entre regiones y en el tiempo ($g + \delta = 0,05$), mientras que se permiten tasas regionales diferentes de crecimiento medio de la población (n_{it})³. Por otra parte, los datos fueron agrupados en intervalos de cinco años, después de realizar un análisis basado en *criterios de información* para reducir la influencia de los ciclos económicos sobre los estimadores. Asimismo, con objeto de controlar los efectos temporales no observados, todas las variables se transformaron en desviaciones respecto a la media de las CC.AA. en cada intervalo de tiempo, mientras que la influencia de los efectos fijos se eliminó modificando el modelo original de niveles a un modelo en primeras diferencias. Por último, tanto la variable autorregresiva (y_{it-1}) como la tasa de crecimiento de la población se consideraron variables exógena débiles, mientras que la tasa de inversión se consideró endógena.

Una vez definidas las propiedades del modelo, en primer lugar se llevó a cabo una estimación GMM DIF. Sin embargo, los parámetros de pendiente se situaron fuera del intervalo dado por los estimadores MCO e IG, demostrando la existencia de un sesgo por defecto, que provocaba que la velocidad de convergencia fuera superior a la real⁴. Por ello, se optó por aplicar estimadores GMM SYS “*one-step*”. Los resulta-

² No se ha tenido el capital humano debido a que en los diversos análisis realizados por los autores no resultó una variable significativa.

³ Para una descripción de los datos empleados y las fuentes estadísticas, véase el Anexo I. Las Comunidades Autónomas son denominadas mediante las siguientes abreviaturas: AND (Andalucía), ARA (Aragón), AST (Asturias), BAL (Baleares), CAN (Canarias), CANT (Cantabria), CYL (Castilla y León), CLM (Castilla la Mancha), CAT (Cataluña), VAL (Valencia), EXT (Extremadura), GAL (Galicia), MAD (Madrid), MUR (Murcia), NAV (Navarra), EUS (Euskadi) y RIO (La Rioja). Ceuta y Melilla no fueron consideradas en el análisis

⁴ Por brevedad en la exposición no se recogen los resultados de los estimadores MCO e IG. Ambos pueden solicitarse a los autores.

dos obtenidos (cuadro 1) señalan, en primer lugar, la existencia de correlación serial de primer orden, pero no de segundo, según el *test de autocorrelación de Arellano y Bond*. Este resultado a su vez, demuestra la ausencia de dependencia espacial en el modelo estimado que podría sesgar los estimadores⁵. El *test F* indica que todos los parámetros estimados son conjuntamente significativos, mientras que el *test de Hansen* confirma la validez de los instrumentos en niveles y el *test "Dif-Sargan"* no detecta problemas de validez en los nuevos instrumentos en diferencias para la ecuación en niveles añadida por el *GMM SYS*.

Respecto a los parámetros de pendiente (*b*) de los diversos períodos estimados, se sitúan dentro de los intervalos establecidos por los estimadores MCO e IG, con una velocidad de convergencia que varía entre el 4 % y el 10% anual. Durante el primer período (1960-1979) existe un fuerte proceso de convergencia de las distintas regiones hacia un estado estacionario todavía no alcanzado, mientras que durante el segundo período (1980-2004) las regiones posiblemente ya habían alcanzado dicho estado, de modo que la elevada velocidad de convergencia estaría reflejando efectos cíclicos de corto plazo. Esta conclusión es compartida por otros autores (de la Fuente, 2002). Por su parte, los parámetros estimados de α y β son significativos y muestran el signo esperado, aunque su valor es muy diferente entre sí. No obstante, cuando se observan los análisis parciales, durante el período 1960-1979 ambos coeficientes son muy similares y con signo contrario, como predice el modelo teórico de convergencia, mientras que durante el segundo período la tasa de inversión no es significativa. Finalmente, los efectos fijos no observados estarían reflejando diferencias en el factor residual, considerado como una medida de eficiencia provocada por desigualdades regionales en dotación tecnológica (en sentido amplio) al inicio del período. Los coeficientes obtenidos, que están en desviaciones respecto a la media nacional (base cero), son significativos en todas las regiones, excepto en Aragón, Canarias, Cantabria, Galicia y Murcia para el período completo, en Aragón, Valencia y Murcia para el subperíodo 1960-1979 y en Canarias y Murcia para el subperíodo 1980-2004. Las regiones con valores positivos tendrían una dotación tecnológica que les permitiría situarse en un estado estacionario superior a la media, mientras que los valores negativos indicarían lo contrario.

⁵ En este sentido, cabe señalar que existe una corriente de críticas a las regresiones tradicionales de convergencia basada en el sesgo producido por las dependencias espaciales entre economías, que no es corregido por los modelos de datos de panel dinámicos (Anselin, 1988; Rey y Montouri, 1999; Battisti y Di Vaio, 2008). Sin embargo, el test de autocorrelación sobre los residuos muestra que, en este caso, no existe dicho problema.

Cuadro 1. Estimación GMM SYS “one-step” con efectos fijos

Estimadores	GMM SYS 1960-2004		GMM SYS 1960-1979		GMM SYS 1980-2004	
	153		68		85	
Observaciones	Valor	Ratio t	Valor	Ratio t	Valor	Ratio t
$\ln(\tilde{y}_{it} - 1)$	0,818	10,29	0,617	7,41	0,644	6,54
β_{GMM_SYS}	0,04		0,10		0,10	
$\ln(\tilde{n}_{it} + g + \delta)$	-0,269	-5,58	-0,27	-4,45	-0,400	-4,03
$\ln(\tilde{s}_{it})$	0,090	2,49	0,20	3,15	0,017	0,31*
AND	-0,049	-2,28	-0,084	-3,72	-0,089	-3,26
ARA	0,011	1,67	-0,010	-1,38	0,032	2,36
AST	-0,013	-2,18	0,044	4,93	-0,057	-4,04
BAL	0,042	2,21	0,074	4,37	0,099	3,57
CAN	-0,001	-0,06	-0,054	-1,88	-0,007	-0,27
CANT	0,015	1,88	0,020	1,97	0,033	3,3
CYL	-0,026	-3,15	-0,045	-8,75	-0,048	-3,64
CLM	-0,062	-3,08	-0,105	-6,51	-0,100	-4,9
CAT	0,040	2,25	0,057	2,95	0,075	4,35
VAL	-0,017	-2,76	-0,004	-0,48	-0,021	-1,94
EXT	-0,107	-2,74	-0,285	-7,82	-0,137	-3,76
GAL	-0,018	-1,16	-0,041	-1,91	-0,066	-3,76
MAD	0,041	2,18	0,079	4,44	0,076	5,76
MUR	-0,014	-1,12	-0,014	-1,16	-0,030	-1,39
NAV	0,060	3,27	0,126	6,4	0,094	4,89
EUS	0,050	1,99	0,144	4,89	0,058	2,43
RIO	0,049	3,01	0,096	4,79	0,086	4,49
m1	-3,03		-2,01		-2,75	
m2	-0,18		-1,54		0,87	
Test de Hansen						
(Prob > chi2)	1,000		0,870		1,000	
Dif-Sargan						
(Prob > chi2)	1,000		0,283		1,000	
Test F						
Prob>F	0,000		0,002		0,000	
Instrumentos:	\tilde{y}_{it}^{-2}		\tilde{y}_{it-2}		\tilde{y}_{it-1}	
	$\ln(\tilde{n}_{it-1} + g + \delta)$		$\ln(\tilde{n}_{it-1} + g + \delta)$		$\ln(\tilde{n}_{it-1} + g + \delta)$	
	$\ln(\tilde{s}_{it-2})$		$\ln(\tilde{s}_{it-2})$		$\ln(\tilde{s}_{it-2})$	
	y retardos 2 períodos		y retardos 1 períodos		y retardos 1 período	
	Total: 103		Total: 40		Total: 62	

3. Influencia de los factores responsables del estado estacionario en la convergencia entre las regiones españolas

El análisis GMM SYS efectuado ha tenido como principal objetivo obtener estimadores insesgados y consistentes de las distintas variables que influyen en el proceso de

convergencia regional en España. Es necesario subrayar, además, que la práctica totalidad de los trabajos realizados al respecto con datos de panel han tratado de explicar las diferencias entre los estados estacionarios a partir de los efectos fijos estimados, olvidando el resto de factores. Sin embargo, en la estimación efectuada se ha comprobado que tanto la tasa de crecimiento de la población como la tasa de inversión son variables significativas, excepto esta última durante el período 1980-2004. Precisamente, con objeto de analizar el efecto de dichas variables, resulta muy revelador comparar el acercamiento real del resto de regiones hacia Euskadi (la Comunidad Autónoma de mayor VAB *per capita* al principio del periodo analizado) con el hipotético que se hubiera producido si todas ellas hubieran tenido idénticas tasas de crecimiento de la población y de inversión e igual dotación tecnológica. Así, el cuadro 2 recoge en su segunda columna y ordenados de forma ascendente el crecimiento diferencial entre cada Comunidad Autónoma y Euskadi entre 1960 y el estado estacionario. Como puede comprobarse, a excepción de Madrid, todas las regiones han experimentado un proceso de convergencia hacia dicha Comunidad, siendo Castilla y León, Aragón, Galicia, La Rioja y Castilla-La Mancha las que más se han aproximado en términos de renta *per cápita*, con porcentajes superiores al 34%. Empleando los parámetros estimados, la tercera columna del cuadro indica el crecimiento diferencial que hubiera existido si la población hubiese aumentado al mismo ritmo en todas las Comunidades Autónomas. Por último, la cuarta columna recoge el porcentaje del crecimiento relativo que hubiera tenido lugar bajo ese supuesto de que la población hubiera seguido la misma dinámica en todas las CC.AA., aislando, de este modo, el efecto población.

Este ejercicio de simulación permite clasificar a las CC.AA. en tres grupos. El primero estaría formado por aquellas donde el factor poblacional ha actuado de forma positiva e importante en su proceso de convergencia. A este grupo pertenecen Asturias, donde el 57% de su reducción en el diferencial de renta *per capita* con Euskadi se debe a dicho factor; Castilla y León y Extremadura, prácticamente la mitad; Castilla-La Mancha (39%); Aragón (33%); Cantabria (30%); Galicia (29%); Rioja (27%); Andalucía (21%); y, finalmente, Navarra (11%). El segundo grupo comprende Madrid, Cataluña, Valencia y los archipiélagos, donde la población actúa como un freno en su proceso de convergencia hacia Euskadi. Por último, se halla Murcia, donde el factor poblacional apenas ha sido relevante. En suma, ha sido precisamente en las regiones que han experimentado un proceso de convergencia más intenso donde la población, a través de menores tasas de crecimiento, ha desempeñado un papel más relevante.

Haciendo un ejercicio similar para la inversión (cuadro 3), se observa que, en términos generales, este factor ha tenido una importancia mucho menor en el proceso de convergencia regional. No obstante, conviene destacar los casos de Valencia, que apenas habría recortado sus diferencias con Euskadi si la tasa de inversión hubiera sido común; Cataluña y Baleares, cuyos avances se habrían reducido en un 40%; y, en menor medida, Canarias. Por último, en lo que respecta al factor tecnológico, aunque es el de mayor impacto en las dinámicas relativas, a diferencia de la población, genera divergencia y no convergencia. Es decir, si la tecnología inicial hubiera sido común a todas las regiones, las disparidades se habrían reducido mucho más, excepto en el caso de Navarra.

Cuadro 2. Convergencia con Euskadi (I)

	<i>Total (1)</i>	<i>Sin efecto población (2)</i>	<i>(2)/(1)</i>
MAD	-11,49	1,27	0,11
VAL	8,25	11,99	1,45
CAT	9,50	13,88	1,46
AST	17,73	7,65	0,43
AND	22,07	17,50	0,79
BAL	22,97	33,56	1,46
CANT	23,61	16,55	0,70
MUR	27,65	27,92	1,01
NAV	32,29	28,82	0,89
CAN	32,41	42,86	1,32
EXT	35,02	18,71	0,53
RIO	35,68	25,81	0,72
ARA	37,39	24,91	0,67
CLM	37,67	22,91	0,61
CYL	39,35	20,68	0,53
GAL	39,53	27,89	0,71

(1) Diferencial de crecimiento de cada región con Euskadi entre 1960 y el estado estacionario.

(2) Diferencial de crecimiento si la tasa de crecimiento de la población hubiera sido la misma para todas las CC.AA.

Cuadro 3. Convergencia con Euskadi (II)

	<i>Total. (1)</i>	<i>Sin efecto inversión. (2)</i>	<i>(2)/(1)</i>	<i>Sin efecto tecnología. (3)</i>	<i>(3)/(1)</i>
MAD	-11,49	-13,61	1,18	-7,71	0,67
VAL	8,25	1,64	0,20	37,04	4,49
CAT	9,50	5,42	0,57	14,20	1,49
AST	17,73	18,15	1,02	47,35	2,67
AND	22,07	20,57	0,93	63,64	2,88
BAL	22,97	12,81	0,56	26,77	1,17
CANT	23,61	20,60	0,87	40,93	1,73
MUR	27,65	24,50	0,89	55,23	2,00
NAV	32,29	31,54	0,98	27,15	0,84
CAN	32,41	24,37	0,75	53,82	1,66
EXT	35,02	29,67	0,85	111,09	3,17
RIO	35,68	38,72	1,09	36,20	1,01
ARA	37,39	33,00	0,88	57,88	1,55
CLM	37,67	33,09	0,88	92,55	2,46
CYL	39,35	36,50	0,93	79,26	2,01
GAL	39,53	39,30	0,99	72,04	1,82

(1) Diferencial de crecimiento de cada región con Euskadi entre 1960 y el estado estacionario.

(2) Diferencial de crecimiento si la tasa de inversión hubiera sido la misma para todas las CC.AA.

(3) Lo mismo que (2) pero referido a la tecnología inicial (A_0).

5. Conclusiones

A lo largo del presente trabajo se ha puesto de manifiesto la necesidad de emplear técnicas dinámicas de panel a la hora de contrastar la hipótesis de convergencia. Su aplicación al caso de las regiones españolas ha mostrado que efectivamente este pro-

ceso ha existido, aunque parece haber concluido en la década de 1980. Los resultados obtenidos también han señalado que los estados estacionarios son particulares de cada región; es decir, que no se trata de un proceso de convergencia absoluta, sino condicionada.

Asimismo, se ha podido constatar que las diferencias regionales en el crecimiento de la población han sido el factor más importante en la reducción de las disparidades en la renta per cápita una vez alcanzado el estado estacionario. Dado que la tasa de crecimiento natural de la población es más homogénea, son, en realidad, las migraciones entre las regiones españolas, el factor fundamental de reducción de dichas disparidades. Por su parte, la inversión en capital físico, aunque incide en la misma dirección, lo hace con mucha menos intensidad y deja de ser un factor significativo a partir de 1980. Por último, la tecnología es un factor de divergencia, que afecta de manera muy negativa a las regiones más pobres. Es decir, su menor dotación tecnológica provoca una fuerte tendencia a alejarse de las regiones más desarrolladas. No obstante, es preciso señalar que bajo la denominación “tecnología” se oculta, en realidad, el residuo de Solow, que incorpora también otros factores, como la dotación de recursos, el clima empresarial o las instituciones.

6. Bibliografía

- Alcaide, J. (1997): “La Contabilidad Regional Cerrada. Un instrumento necesario para las Autonomías Españolas”, *Revista Valenciana d'Estudis Autònomic*, 21:265-281.
- Anselin, L. (1988): “Spatial econometrics: methods and models”. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Arellano, M. y Bover, O. (1995): “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, 68:29-51.
- Barro, R. J. y Lee, J. W. (1994a): *Losers and Winners in Economic Growth*, Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics Washington D.C.: World Bank, pp. 267-297.
- Barro, R. J. y Lee, J. W. (1994b): “Sources of economic growth”, *Carnegie Rochester Conference series on Public Policy*, 40:1-46.
- Barro, R. J. y Lee, J. W. (1996): “International Measures of Schooling Years and Schooling Quality”, *American Economic Review*, 86 (2):218-223.
- Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1991): “Convergence across states and regions”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, Washington, D.C., *The Brookings Institution*, pp. 107-182.
- Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1992): “Convergence”, *Journal of Political Economy*, 100 (2):407-443.
- Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1995): *Economic Growth*, New York, McGraw-Hill.
- Battisti M. y di Vaio, G. (2008): “A spatially filtered mixture of convergence regressions for EU regions, 1980-2002”, *Empirical Economics*, 34/1:105-121
- Bentolila, S. (1997): “Sticky Labor in Spanish Regions”, *European Economic Review*, 41:3-5, 591-598.
- Bentolila, S. y Dolado, J. J. (1991): “Mismatch and Internal Migration in Spain, 1962-1986”. En Padoa-Schioppa, F. (ed.), *Mismatch and Labour Mobility*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Blundell, R. y Bond, S. (1998): “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 87:115-143.
- De la Fuente, A. (1995): “The Empirics of Growth and Convergence: A Selective Review”, UFAE y IAE Working Papers 294.95, Unitat de Fonaments de l'Anàlisi Econòmica (UAB) y Institut d'Anàlisi Econòmica (CSIC).
- De la Fuente, A. (2002): “On the Sources of Convergence: A Close Look at the Spanish Regions”, *European Economic Review*, 46(3):569-599.

- Dolado, J., J. González Páramo, M. y Roldán J. M. (1994): "Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989)", *Moneda y Crédito*, 198:81-131.
- Gutiérrez, P. (1998): "Cuentas Nacionales y Cuentas Regionales. Diferentes Fuentes para el Análisis ¿Diferentes Resultados?", *Revista Asturiana de Economía*, 11:51-70.
- Gwartney, J., Lawson, R y Block, W. (1996): *Economic Freedom of the World*, Fraser Institute, Vancouver.
- Islam, N. (1995): "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1127-1170.
- Levine, R. y Zervos, S. J. (1993): "What We Have Learned about Policy and Growth from Cross-Country Regressions?", *American Economic Review*, 83 (2):426-30.
- Loayza, N. (1994): *A Test of the International Convergence Hypothesis Using Panel Data*, World Bank, Policy Research Working Paper 1333.
- Mankiw, N. G., Romer, D. y Weil, N. (1992): "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107, 2:407-437.
- Mas, M., Maudos, J. Pérez, F. y Uriel, E. (1994): "Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas", *Revista de Economía Aplicada*, 4, II:129-148.
- Pérez, F. y Serrano, L. (1998): "Capital Humano, Crecimiento Económico y Desarrollo Regional en España" (1964-1997), Valencia, Fundació Bancaixa.
- Ramey, G. y Ramey, V. A. (1995): "Cross-country evidence on the link between volatility and growth", *American Economic Review*, 85 (5):1138-1151.
- Raymond, J. L y García-Greciano, B. (1996): "Distribución regional de la renta y movimientos migratorios", *Papeles de Economía Española*, 67:185-201.
- Rey, S. J. y Montouri, B. D. (1999): "US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric perspective", *Regional Studies, Regional Studies Association*, 33, no 3:145-156.
- Sachs, J. D. y Warner, A. (1997): "Natural Resource Abundance and Economic Growth", Cambridge, Harvard University Press.
- Serrano, L. (1998): "Crecimiento y estados estacionarios regionales". WP-EC 98-22. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Serrano, L. (1999): "Salarios regionales y dotaciones de capital humano", WP-EC 99-04. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Solow, R. M. (1956): "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, 1:65-94.

Anexo I. Fuentes estadísticas

VAB real a coste de factores. Se han tomado como fuentes la Renta Nacional de España y su Distribución Provincial (DPRN), de la Fundación BBVA; la BD.MORES, de la Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria; y la Contabilidad Regional de España (CRE), del INE. Para el presente trabajo se elaboró una serie basada en un enlace simple de las correspondientes a estas tres fuentes, tomando como punto de partida la BD.MORES. La razón de operar de este modo es que todas ellas adolecen de una serie de problemas que dificultan los trabajos empíricos (véase Mas *et al.*, 1994; de la Fuente, 1995; Alcalde, 1997; Gutiérrez, 1998).

Tasa de ahorro. Valor medio del cociente entre la formación bruta de capital fijo (FBKF) y el VABcf real. Para la FBKF la fuente es BDMORES hasta 2000 y CRN para el periodo 2001-2004. Cabe señalar, además, que sólo existen datos de inversión desde 1964, por lo que en las diversas estimaciones hubo que tomar como primer período de agrupación el que transcurre entre los años 1960 y 1964 y como dato para la tasa de inversión su valor en 1964.

Población: FBBVA.