

Análisis de la convergencia financiera de las regiones españolas con la ayuda de un modelo de efectos fijos.

Javier García-Verdugo Sales
Marta de la Cuesta González
Universidad Nacional de Educación a Distancia

Recibido: Octubre de 2001; Aceptado: Abril de 2002

BIBLID [0213-7525 (2003); 67; 191-208]

PALABRAS CLAVE: Desarrollo regional, Convergencia, Sistema financiero, Banca regional, Crédito

KEY WORDS: Regional Development, Convergence, Financial System, Regional Banking, Credit

RESUMEN

Estudios recientes (Quah, 1996b y Rodríguez Pose, 1998) afirman que las regiones europeas se encuentran simultáneamente en un proceso de convergencia y divergencia, poniendo de manifiesto la diferente capacidad de las regiones de adaptarse a los cambios económicos. Un factor fundamental en esa adaptación regional es la disponibilidad de capital. Este trabajo estudia la evolución del acceso al crédito de las regiones españolas aplicando un modelo de efectos fijos. Los resultados muestran que ha habido convergencia financiera regional en España y apuntan la idea de que la mayor presencia en una región de la banca regional puede actuar como posible factor interno favorecedor de esa reducción en las disparidades financieras y reales regionales.

ABSTRACT

Recent research (Quah, 1996b and Rodríguez Pose, 1998) indicate that European regions are recording simultaneous processes of convergence and divergence, showing the differential capacities of regions to adapt to a changing economic environment. A crucial determinant of regional adaptability is capital availability. This paper applies a fixed-effects model –used only with real variables before– to study the evolution of Spanish regions' access to credit. The results show the presence of regional financial convergence in Spain, and indicate tentatively that the existence of regional banking institutions can be a specific factor favouring the reduction of financial and real disparities.

1. INTRODUCCIÓN

Desde principios de la década de los noventa, el interés de los investigadores en el área de los desequilibrios regionales en el ámbito europeo ha aumentado significativamente. A los estudios tradicionales sobre la evolución de las disparidades

regionales, sus causas, y las políticas correctoras, se ha sumado el estudio de la convergencia o divergencia regional, como consecuencia del renacimiento de la teoría del crecimiento económico impulsada por la aparición de los trabajos de Romer (1986), Lucas (1988) y Grossman y Helpman (1991) sobre desarrollo endógeno, y el enfrentamiento de sus conclusiones con las obtenidas por las versiones modernas de los modelos neoclásicos de crecimiento, sobre todo las realizadas por Abramovitz (1986), Barro y Sala i Martín (1992), y Mankiw, Romer y Weil (1992). La mayoría de los trabajos que se basan en modelos neoclásicos ponen de manifiesto la presencia de convergencia regional en términos reales (Sala i Martín, 1994 y 1996; Dolado, González Páramo y Roldán, 1994), mientras que otros estudios sugieren que las regiones, y en particular las europeas, tienen un comportamiento acorde con modelos polarizados (Chatterij, 1993; Quah, 1996a y 1996b; y Rodríguez Pose, 1997), donde la dispersión en términos de renta per capita es cada vez mayor. En definitiva, los modelos de convergencia real aplicados a las regiones europeas no han producido resultados inequívocos.

Por otra parte, Rodríguez Pose (1998) –en un análisis que se aparta de los modelos tradicionales de convergencia– concluyó que en Europa se están produciendo a la vez procesos de convergencia y de divergencia, que revelan las capacidades diferenciales de los distintos tipos de regiones (centros financieros, áreas en declive industrial, regiones intermedias, zonas periféricas y atrasadas) para adaptarse a los procesos de reestructuración socioeconómica y a la creciente globalización y competitividad de la economía. Las regiones que contaban con las mayores ventajas comparativas –entre las que se encuentra un mejor y más rápido acceso al capital–, son las que han prosperado por encima de las demás, independientemente de su nivel de desarrollo inicial. Por el contrario, las regiones con mayores rigideces han encontrado serias dificultades para mantener el ritmo de crecimiento de las áreas vecinas.

Coincidimos con este autor en que es necesario alejarse de los modelos tradicionales de convergencia, que introducen el PIB inicial como el principal factor explicativo del crecimiento, y buscar otras variables que reflejen los factores que favorecen o dificultan los procesos de cambio estructural. Como se ha mencionado, uno de los factores que determinan la capacidad de adaptación de las regiones ante un entorno económico diferente es la disponibilidad de financiación. Por tanto, el objetivo de este trabajo es analizar la evolución de las disparidades de las regiones españolas en el acceso a los recursos financieros. Este objetivo está fundamentado en las ideas postkeynesianas sobre la existencia de una tendencia a la asimetría financiera desde el punto de vista espacial, y sobre la decisiva influencia que el lado monetario de la economía tiene en la economía real (vid. Dow, 1993, cap. 10). En primer lugar, trataremos de comprobar si se ha producido un proceso de convergencia o divergencia financiera, y, en segundo lugar, si las regiones espa-

ñolas presentan factores internos específicos de cada una que favorecen o retrasan esa reducción de las disparidades.

La confirmación empírica de que se ha producido una convergencia financiera de las regiones españolas implicaría que se han homogeneizado las condiciones que determinan el crecimiento y la capacidad de transformación de las economías regionales respecto al comienzo del período de estudio, por lo que podría esperarse que el desarrollo económico fuese en el futuro más equilibrado desde el punto de vista espacial. Sin embargo, este proceso de reducción de las disparidades puede haberse visto obstaculizado –y puede verse truncado en el futuro– por factores de carácter financiero que son característicos de algunas regiones, lo que explicaría la existencia de procesos parciales de divergencia dentro de un marco de convergencia general.

2. ANÁLISIS DE LA CONVERGENCIA FINANCIERA

Para analizar la evolución del acceso de las diferentes regiones españolas al capital utilizaremos como variable de estudio el volumen de crédito per capita (CPC) concedido en cada región. Hemos preferido no utilizar como variable proxy el volumen de depósitos porque en la actualidad se acepta generalmente que en un sistema financiero desarrollado la disponibilidad de financiación en una región no depende fundamentalmente del ahorro en forma de depósitos, sino más bien al contrario, es la creación de crédito la que determina en gran medida el volumen de depósitos en función de la tasa de redepósito regional y de la propensión marginal a importar de los consumidores e inversores regionales (vid. Chick, 1986; De la Cuesta y García-Verdugo, 1999).

Aunque al utilizar el CPC no tenemos en cuenta la financiación que las empresas obtienen directamente en los mercados de capitales, pensamos que esta decisión es razonable, ya que el crédito proporcionado por el sistema bancario sigue siendo la fuente de financiación más importante de las Pymes y de los trabajadores autónomos, que a su vez representan la mayor parte de la producción y del empleo regionales. Es cierto, sin embargo, que la utilización de la población total como elemento relativizador tiene algunos problemas, pero pensamos que es de nuevo una aproximación razonable en ausencia de datos comparables sobre número de unidades familiares; por otra parte, no sería conveniente utilizar solamente las estadísticas sobre número de Pymes porque impediría tener en cuenta una parte importante de la demanda de préstamos bancarios.

Los datos del volumen de créditos concedidos hacen referencia a todo el sistema bancario y están tomados del Boletín Estadístico del Banco de España,

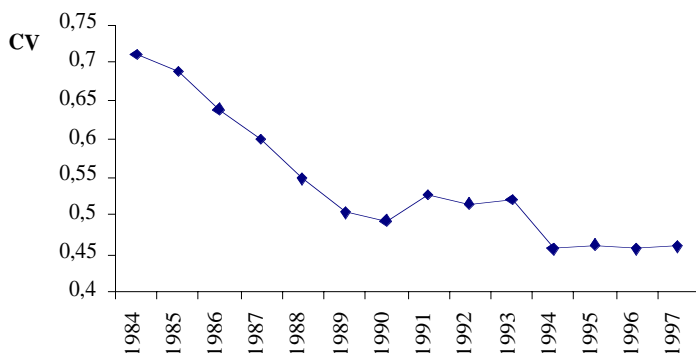
donde se recogen bajo el epígrafe “Créditos concedidos a las Administraciones Públicas y otros sectores residentes”; por su parte, los datos de población proceden de las estadísticas del Instituto Nacional de Estadística.

Para contrastar la existencia de convergencia financiera entre las regiones españolas analizaremos en primer lugar la convergencia σ , utilizando como medida de dispersión el coeficiente de variación del CPC en el período 1984-1997. Después, y hasta el final de esta sección, centraremos nuestra atención en la convergencia β , partiendo de los mismos datos, con la ayuda de un modelo de efectos fijos¹.

2.1. Convergencias

La Figura 1 representa gráficamente la evolución de los valores del coeficiente de variación (CV) del crédito per capita entre 1984 y 1997. En primer lugar, puede observarse una reducción muy importante de las disparidades entre 1984 y 1990, de 0,71 a 0,49, que coincidió con un período de coyuntura económica favorable. En 1991 se produjo un aumento puntual de la dispersión hasta 0,52, probablemente cuando las entidades de crédito redujeron la concesión de préstamos en las regiones relativamente atrasadas como consecuencia de su mayor vulnerabilidad

FIGURA 1
EVOLUCIÓN DE LA DISPERSIÓN DEL CRÉDITO PER CAPITA



Fuente: Datos del Boletín Estadístico del Banco de España y elaboración propia

1. Para un análisis comprehensivo e ilustrativo de los conceptos de convergencia σ y β vid. Cuadrado Roura (1998).

durante la fase bajista del ciclo, que se intuía próxima. Sin embargo, la tendencia decreciente se reanudó poco después, hasta alcanzar 0,45 en 1994. Desde ese momento, la dispersión regional del CPC en las regiones españolas se ha mantenido prácticamente constante.

En resumen, entre 1984 y 1997 las disparidades en el acceso al crédito de las regiones españolas se ha reducido más de un 35%, por lo que puede afirmarse que se ha producido una convergencia de tipo σ , aunque el proceso de convergencia se ha estancado durante los últimos años.

2.2. Convergencia β

Por lo que se refiere a la convergencia β , la metodología que hemos aplicado es una modificación de la propuesta por Raymond y García Greciano (1994), que ha sido utilizada también en Cuadrado Roura, García-Greciano y Raymond (1996) y en Cuadrado Roura (1998). Utilizaremos datos de panel de las regiones españolas –salvo Ceuta y Melilla– para el período 1984-1997. Este tipo de datos permite contrastar los dos tipos de convergencia β –absoluta y condicionada– sin necesidad de diseñar modelos de convergencia más complejos².

Como se indica en Cuadrado Roura (1998), el estudio de la convergencia β absoluta supone de forma implícita que las economías regionales no difieren significativamente en sus fundamentos económicos ni en su comportamiento a lo largo del tiempo –en nuestro caso, la determinación del volumen regional de crédito per capita–, por lo que los modelos estimados para contrastar empíricamente esta hipótesis tienen dos parámetros comunes para todas las unidades territoriales analizadas, uno que representa *la velocidad de convergencia* (que suele designarse con la letra β) y otro que indica *el nivel de la variable cuando se llega al equilibrio a largo plazo* (al que llamaremos α)³. Para representar formalmente la hipótesis de convergencia β absoluta puede utilizarse el siguiente modelo:

$$\ln \frac{CPC_{i,t}}{CPC_{i,t-\tau}} - \ln \frac{\overline{CPC}_t}{\overline{CPC}_{t-\tau}} = \alpha + \beta (\ln \overline{CPC}_{t-\tau} - \ln CPC_{i,t-\tau}) + v_{i,t} \quad [1]$$

El lado izquierdo de la ecuación indica la comparación en términos porcentuales entre el crecimiento del CPC de la región i con respecto al crecimiento medio de

2. A la vez, como los datos de panel combinan las observaciones de sección cruzada (número de regiones) con las de serie temporal (número de años), la estimación de los modelos a partir de estos datos se realiza utilizando un mayor número de observaciones, lo que aumenta la fiabilidad de las estimaciones cuando se cumplen las condiciones habituales de estabilidad dinámica de los parámetros (Pindyck y Rubinfeld, 1991).
3. No conviene confundir el nombre de estos parámetros con la denominación *convergencia σ y β* .

todas las regiones, calculando los incrementos en ambos casos para períodos de τ años de amplitud en sucesivos momentos de tiempo t . En el lado derecho, el término entre paréntesis representa la comparación en términos porcentuales entre el CPC inicial medio a nivel nacional y el CPC inicial de la región i ⁴; además, aparecen los parámetros α y β , que ya han sido descritos en el párrafo anterior, y el término del error v . Para que pueda aceptarse la hipótesis de convergencia absoluta, el valor estimado de β tiene que tener signo positivo, es decir, cuanto mayor sea el CPC inicial medio del país respecto del de una región, mayor es el crecimiento de la variable en esa región respecto de la media nacional.

¿Cuál es el valor de τ —la amplitud del período para el que se calculan los sucesivos incrementos del CPC— que es más apropiado utilizar?. El valor de τ ha de estimarse empíricamente de forma que maximice la parte de la variación de la variable dependiente (todo el lado izquierdo de [1]) que es explicada por la variable independiente (el término entre paréntesis en el lado derecho), pero teniendo en cuenta que a medida que τ aumenta, el número de grados de libertad se reduce, y con él la fiabilidad de las estimaciones. Por ejemplo, para $\tau=2$ el número de observaciones temporales pasa de catorce a doce.

Después de la estimación de la ecuación de convergencia para distintos valores de τ , se obtiene que la especificación con $\tau=3$ es la que maximiza la capacidad explicativa del modelo de convergencia, y minimiza el error estándar de la regresión (EER)⁵. Este resultado implica que la influencia del CPC inicial es máxima tres años después, y no al año siguiente, como es habitual en los contrastes de la convergencia real, que utilizan la renta o el producto per capita regional como variables básicas. Es conveniente ofrecer una primera explicación de esta conclusión.

En el caso de la convergencia financiera, el nivel de crédito per capita en el momento inicial refleja la concesión de préstamos a empresas y particulares en ese mismo período. Parte de los fondos prestados—sobre todo los dedicados a consumo— son utilizados por los prestatarios en el mismo año de su recepción, pero otra parte más amplia—especialmente los préstamos destinados a inversiones empresariales y públicas— son aplicados a medida que se ejecuta el proyecto de inversión, por lo que pueden ser utilizados también a lo largo del año siguiente. Los efectos sobre el consumo se hacen sentir el mismo año, pero el tirón de la demanda interna y el crecimiento de la economía regional produce efectos que se manifiestan a lo largo de los ejercicios siguientes. El aumento de la inversión aparecerá reflejado al menos en parte en las cuentas regionales del año siguiente, y los rendi-

4. Por ejemplo, si $\tau=2$, para cada momento t el crecimiento del crédito per capita se calcula para un período de dos años que acaba en t , y el momento inicial será $t-2$.
5. Al pasar de $\tau=1$ a $\tau=3$, el valor de R^2 aumenta un 50%, aunque el EER apenas se reduce.

mientos de esas actividades no serán percibidos hasta el período o períodos siguientes. Es precisamente la situación de la economía real de la región un año antes la que determina en gran medida las decisiones de inversión y consumo de las empresas y de las familias, así como la estrategia prestamista de las entidades financieras (Dow, 1993). Por tanto, es lógico que la influencia del nivel inicial de CPC sobre el crecimiento futuro de esa variable sea mayor, no al año siguiente, sino varios periodos después.

Por tanto, el modelo de la expresión [1] puede concretarse en la siguiente ecuación:

$$\ln \frac{CPC_{i,t}}{CPC_{i,t-3}} - \ln \frac{\overline{CPC}_t}{\overline{CPC}_{t-3}} = \alpha + \beta (\ln \overline{CPC}_{t-3} - \ln CPC_{i,t-3}) + v_{i,t} \quad [2]$$

Sin embargo, la hipótesis de convergencia β absoluta es bastante improbable a priori, especialmente en el ámbito regional. Las economías regionales pueden diferir sustancialmente en sus estructuras económicas y en sus dotaciones de recursos, por lo que el proceso de convergencia no tiene por qué conducir a que el nivel final de la variable sea el mismo, ni tiene por qué hacerlo a la misma velocidad. Esta situación, que se corresponde con lo que hemos denominado convergencia β condicionada, puede contrastarse empíricamente mediante la estimación de modelos que permitan que alguno de los parámetros estimados – α o β – sean distintos para cada región.

Las condiciones crediticias regionales son determinadas en parte por factores comunes a todas las regiones –como la evolución de la coyuntura económica nacional e internacional, las decisiones de la autoridad monetaria y las estrategias de las instituciones bancarias de carácter nacional–, y en parte por factores específicos de cada región, como la actuación de las entidades de crédito de carácter regional, y las decisiones de las autoridades autonómicas y locales. Supondremos que los factores comunes se traducen en una velocidad de convergencia financiera semejante, mientras que los factores específicos se ponen de manifiesto en un nivel de equilibrio a largo plazo –correspondiente al “estado estacionario”– peculiar para cada región⁶.

Por tanto, la contrastación de la hipótesis de convergencia β condicionada implicaría estimar una especificación diferente del modelo básico de la ecuación [2], que recibe el nombre de *modelo de efectos fijos*:

- Desde una perspectiva más práctica, no tiene sentido permitir que varíen los dos parámetros del modelo simultáneamente, porque sería equivalente a estimar la ecuación de convergencia para cada región por separado, lo que eliminaría la ventaja de utilizar datos de panel, ya que el reducido número de observaciones de que disponemos para cada región impediría que los valores estimados fueran fiables.

$$\ln \frac{CPC_{i,t}}{CPC_{i,t-3}} - \ln \frac{\overline{CPC}_t}{\overline{CPC}_{t-3}} = \alpha_i + \beta (\ln \overline{CPC}_{t-3} - \ln CPC_{i,t-3}) + v_{i,t} \quad [3]$$

Ahora el parámetro α_i , que indica el nivel de equilibrio a largo plazo del crédito per capita, es diferente para cada región i . Esto implica que no se está estimando una sola ecuación, sino tantas como regiones hayan sido incluidas en el análisis, aunque sólo se diferencian en el valor del parámetro α_i ; por tanto, puede interpretarse que *este parámetro incorpora los factores específicamente regionales que influyen en la determinación del crédito per capita de equilibrio*. Para que exista convergencia condicionada, β debe tener signo positivo –como en el caso anterior–, pero además los α_i tienen que ser significativamente distintos de cero desde un punto de vista estadístico.

Aunque ya se ha explicado que existen motivos a priori que conceden más probabilidad a la existencia de un proceso de convergencia β condicional que a la presencia de convergencia absoluta, es necesario contrastar de forma empírica cuál de las dos versiones de la hipótesis de convergencia es estadísticamente más consistente. Para ello, hay que comparar la especificación de las ecuaciones [2] y [3], teniendo en cuenta que la primera es una versión restringida de la segunda, ya que en aquella se obliga a que $\alpha_i = \alpha$ para todo i . Si la versión restringida es preferible, la eliminación de parámetros diferenciados para las distintas regiones no afectará a la capacidad explicativa del modelo, y viceversa.

La comparación de la capacidad explicativa de las dos especificaciones se ha realizado con la ayuda de un test de Wald recogido en Pindyck y Rubinfeld (1991)⁷. El resultado del test muestra, con una probabilidad de error inferior al 1%, que no está justificado utilizar el modelo de convergencia β absoluta de la ecuación [2], sino que conviene estimar el modelo de convergencia β condicional –modelo de efectos fijos– recogido en la ecuación [3], donde se refleja la presencia de factores regionales específicos que explican por qué en cada región se alcanzan distintos niveles de equilibrio a largo plazo del crédito per capita.

Para estimar la ecuación [3] hemos utilizado mínimos cuadrados generalizados con el objetivo de mejorar la eficiencia de los estimadores con respecto a los resultados obtenidos al estimar el modelo de efectos fijos estándar (con mínimos cuadrados ordinarios), ya que aquel tipo de estimación pondera las observaciones inversamente en función de sus varianzas⁸. Los datos del análisis y los resultados de la estimación empírica del modelo de efectos fijos se recogen en el Cuadro 1.

7. Pindyck y Rubinfeld (1991), pág. 226. Vid. también Arellano (1992).

8. Estrictamente, el modelo que hemos utilizado se denomina *modelo de componentes de los errores* ("error components model"), frente al *modelo de la covarianza* ("covariance model") que es estimado por MCO, aunque en ambos casos se trata de *modelos de efectos fijos*.

CUADRO 1
RESULTADOS DEL MODELO DE EFECTOS FIJOS.

Datos del análisis

Método: Mínimos Cuadrados Ponderados
 Período de tiempo: 1987-1997
 Observaciones temporales incluidas: 11 (con $\tau=3$)
 Observaciones de sección cruzada: 17
 Total de observaciones de panel: 187

Resultados del modelo de efectos fijos:

Coefficiente $\beta = 0,2603$
 Estadístico $t=9,8533$ Prob(Estadístico t)=0,0000
 R^2 ajustado=0,407
 Durbin-Watson=1,87
 Estadístico $F=134,3091$ Prob(Estadístico F)=0,0000

Efectos fijos regionales: coeficientes α_i

Castilla-La Mancha	-0,193793
Extremadura	-0,174988
Galicia	-0,090228
Andalucía	-0,080462
Canarias	-0,062037
Asturias	-0,043589
Murcia	-0,037873
Cantabria	-0,025305
Comunidad Valenciana	0,001647
La Rioja	0,018741
Aragón	0,029395
Navarra	0,033003
Castilla-León	0,034159
Baleares	0,090508
Cataluña	0,104482
País Vasco	0,108089
Madrid	0,239583

Fuente: Elaboración propia

¿Cómo pueden interpretarse estos resultados?. Al obtenerse un valor positivo de β , puede afirmarse que durante el período analizado se ha producido efectivamente un proceso de convergencia condicional. Como $\beta=0,26$, quiere decir que si el CPC inicial de una región i está un punto porcentual por debajo de la media, y *no hay factores regionales específicos* ($\alpha_i=0$), la región registrará un crecimiento del CPC de un 0,26% por encima de la media, es decir, *la región i reducirá su retraso respecto de la media en un 26% de la desventaja en el momento inicial*. Si, por el contrario, una región parte de un nivel inicial por encima de la media, su tasa de crecimiento –en ausencia de factores regionales específicos– será inferior a la media en un 26% de la ventaja inicial. Este es el motivo por el que el parámetro β se identifica con la *velocidad de convergencia*.

Sin embargo –y de acuerdo con lo indicado por el test de Wald– los resultados de la estimación del modelo de efectos fijos muestran que todos los coeficientes α_i , que representan la existencia de factores regionales específicos, son estadísticamente significativos al 5%. La única excepción es la Comunidad Valenciana, cuyo coeficiente, además, tiene un valor próximo a cero.

¿Cuál es la interpretación apropiada de los coeficientes α_i ? Supongamos, para simplificar, que la región i tiene un CPC inicial igual a la media, por lo que el término entre paréntesis en [3] es igual a 0. En ese caso, si $\alpha_i < 0$ el CPC de esa región ha crecido por debajo de la media un $\alpha_i\%$ debido a razones distintas de su posición relativa inicial y que se identifican con *factores regionales específicos*, mientras que si $\alpha_i > 0$ la variable ha crecido en esa región por encima de la media, independientemente del nivel inicial, debido también a factores propios de la región.

El problema es que con el presente análisis no es posible conocer cuáles son los distintos factores específicos que están reflejados en el valor de los parámetros α_i de efectos fijos regionales, por lo que hay que conformarse por el momento con obtener una orientación sobre la presencia de ciertos factores que dificultan o favorecen la convergencia financiera.

Los parámetros que indican los factores regionales específicos están ordenados de menor a mayor en el Cuadro 1. Tanto Castilla-La Mancha como Extremadura registran efectos regionales muy negativos (-0,194 y -0,175 respectivamente), mientras que Madrid registra un coeficiente a muy elevado (0,239). Otras seis regiones españolas oscilan entre -0,10 y 0, y siete regiones más se encuentran entre 0 y 0,10, por lo que presentan factores regionales específicos más moderados, positivos o negativos. Como ya hemos dicho, el coeficiente a de la Comunidad Valenciana no es significativamente distinto de cero.

La ordenación de las regiones por efectos fijos regionales es semejante a la que resultaría si utilizásemos el PIB per capita como criterio de clasificación, pero no es igual. Destaca el caso de Castilla-León, que teniendo un nivel de renta mucho más reducido se encuentra entre las regiones con factores más positivos de cara al

crecimiento de las variables financieras, mientras que Castilla-La Mancha aparece a la cola de la clasificación, cuando por renta per capita debería aparecer en otra posición distinta. Algo parecido sucede con Murcia y Valencia.

El caso de Castilla-La Mancha puede servirnos para entender en más profundidad el resultado del modelo de efectos fijos regionales que hemos utilizado. La estimación de la expresión [3] proporciona una ecuación de convergencia para cada región, que en este caso puede representarse como

$$Y_{CLM} = -0,194 + 0,26X_{CLM}$$

Y_{CLM} indica simplícidamente la comparación en términos porcentuales entre el crecimiento del CPC de Castilla-La Mancha y el crecimiento medio (crecimiento por encima o por debajo de la media), mientras que X_{CLM} representa de forma abreviada la comparación en términos porcentuales entre el CPC inicial medio a nivel nacional y el CPC inicial de la región (nivel inicial por encima o por debajo de la media). Supongamos que $X_{CLM} = 0,57$, es decir, el CPC inicial de la región es un 57% de la media, como sucedía en 1984, al comienzo del período de estudio.

Ahora se producen dos efectos contrapuestos: por un lado, al ser $\beta = 0,26 > 0$ existe un proceso de convergencia *debido a factores comunes a todas las regiones españolas* que se traduce en un crecimiento del CPC en un 14,9% ($0,26 \times 0,57 = 0,149$) por encima de la media; pero a la vez, el efecto regional negativo indicado por $\alpha = -0,194$ implica que el CPC de Castilla-La Mancha crecerá, *por factores peculiares de esa región*, un 19,4% por debajo de la media, por lo que el resultado final es $Y_{CLM} = -0,045$ o un crecimiento del crédito per capita un 4,5% por debajo de la media nacional. Por lo tanto, los factores específicos que influyen en el CPC de Castilla-La Mancha impiden que esa región se aproxime a los niveles medios nacionales de acceso al crédito al ritmo marcado por los factores nacionales (el coeficiente β) y por su nivel relativo inicial. Es decir, el resultado indica *no convergencia*.

El Cuadro 2 resume los resultados obtenidos al aplicar el mismo análisis del párrafo anterior a todas las regiones españolas, utilizando los parámetros estimados para cada una, y teniendo en cuenta que X_i e Y_i tienen el mismo significado que en el caso ya descrito. La línea discontinua separa las regiones españolas en dos grupos, dependiendo de si su CPC inicial en 1984 estaba por encima o por debajo de la media (tercera columna del Cuadro 2). Se considera que el resultado indica convergencia cuando Y_i es positiva para las regiones que parten con desventaja, y negativa para las que tienen una ventaja inicial, y viceversa.

Si se considera la situación efectiva de las distintas regiones respecto de la media en 1997, se comprueba que las predicciones del modelo sobre la evolución del nivel de crédito per capita –convergencia/no convergencia en torno a la media– se cumplen en todos los casos salvo para Castilla-La Mancha y Extremadura. En

los dos casos, el modelo indicaba un *proceso de no convergencia* partiendo de los datos iniciales de 1984 (un crecimiento de 4,5% y 2,9% respectivamente por debajo de la media), y sin embargo ambas regiones han aproximado sus niveles de crédito per capita a la media española, por lo que los valores estimados de los parámetros α_{CLM} y α_{EXT} exageran la presencia de factores regionales específicos contrarios a la convergencia.

CUADRO 2
PREDICCIONES DEL MODELO POR REGIONES

	Coefficientes de efectos regionales (en %)	Nivel relativo del CPC regional en 1984 CPCi/media	Ventaja (-) o desventaja (+) del CPC en la región i respecto de la media 1984 (-) de la media	Crecimiento estimado de la región i por encima (+) o por debajo de la media	Evolución futura indicada	Nivel relativo del CPC regional en 1997
	α_i		X_i	$Y_i=a_i+bX_i$		CPCi/media
Castilla-La Mancha	-19,4%	0,43	57,4%	-4,5%	No conv.	0,49
Extremadura	-17,5%	0,44	56,1%	-2,9%	No conv.	0,57
Andalucía	-8,0%	0,61	39,1%	2,1%	Conv.	0,72
Canarias	-6,2%	0,63	36,8%	3,4%	Conv.	0,80
Murcia	-3,8%	0,70	30,3%	4,1%	Conv.	0,89
Galicia	-9,0%	0,71	28,6%	-1,6%	No conv.	0,67
Asturias	-4,4%	0,75	24,9%	2,1%	Conv.	0,89
Cantabria	-2,5%	0,86	14,1%	1,1%	Conv.	0,88
La Rioja	1,9%	0,93	7,0%	3,7%	Conv.	1,09
Valencia	0,2%	0,95	4,8%	1,4%	Conv.	1,00
Aragón	2,9%	1,04	-4,2%	1,9%	No conv.	1,11
Castilla-León	3,4%	1,06	-6,4%	1,7%	No conv.	1,17
Navarra	3,3%	1,10	-9,7%	0,8%	No conv.	1,19
Baleares	9,1%	1,14	-13,8%	5,5%	No conv.	1,33
Cataluña	10,4%	1,55	-54,6%	-3,7%	Conv.	1,48
País Vasco	10,8%	1,70	-69,8%	-7,3%	Conv.	1,46
Madrid	24,0%	3,61	-261,4%	-44,0%	Conv.	2,42
Media nacional		1,00	0,0%			1,00

Fuente: Elaboración propia

Puede observarse que todas las regiones que tenían en 1984 un nivel de CPC por debajo de la media han ido acercándose a ella (con la excepción de Galicia), contribuyendo a la convergencia financiera regional. Por otra parte, en el grupo de regiones que partían de niveles de CPC superiores a la media se ha producido un proceso de convergencia que las ha acercado más hacia la media nacional y entre sí. En efecto, las regiones que tenían niveles más próximos a la media se han alejado de ella, y han conseguido aproximarse a las tres regiones con niveles más altos (Madrid, País Vasco y Cataluña), que han crecido por debajo de la media, pero el “centro de gravedad” de este conjunto de regiones se ha acercado a la media nacional.

Puede hacerse una lectura alternativa de los resultados de la estimación del modelo de efectos fijos regionales. Se alcanza el equilibrio a largo plazo –o estado estacionario– cuando deja de producirse el proceso de convergencia debido a factores comunes a todas las regiones, es decir, cuando $\beta=0$. En este caso, el coeficiente a_i puede entenderse como *el nivel relativo del crédito per capita correspondiente al estado estacionario*. De acuerdo con esta interpretación alternativa, cuando se detenga el proceso de convergencia financiera cada región se encontrará en el nivel relativo de CPC indicado por el valor de su efecto fijo regional a_i . Siguiendo con la región que nos ha servido de ejemplo, el nivel de CPC de Castilla-La Mancha estaría un 19,4% por debajo de la media cuando se alcance el estado estacionario.

2.3. Factores regionales específicos

¿Qué factores pueden estar recogidos dentro de los coeficientes α_i de efectos regionales específicos?. Podrían aventurarse varias alternativas, entre las que destaca el grado de desarrollo económico real de las distintas regiones, aunque –como hemos visto en la sección anterior– no es un factor absolutamente determinante. Sin embargo, hemos optado por centrarnos en un aspecto que conecta con nuestra investigación anterior. Nos parece que es especialmente interesante averiguar qué parte de las diferencias en la evolución del crédito per capita entre unas regiones y otras responden a la actuación característica de las cajas de ahorros y de las otras entidades de crédito de carácter regional.

Para ello, hemos realizado un análisis preliminar partiendo de la expresión [2] y utilizando los mismos datos de panel empleados en la estimación anterior. Para contrastar si parte de los efectos regionales específicos se deben a la presencia de la banca regional, y en qué sentido influyen, hemos incluido una variable ficticia D en la expresión [2]:

$$\ln \frac{CPC_{i,t}}{CPC_{i,t-3}} - \ln \frac{\overline{CPC}_t}{\overline{CPC}_{t-3}} = \beta_1 D + \beta_2 (\ln \overline{CPC}_{t-3} - \ln CPC_{i,t-3}) + v_{i,t} \quad [4]$$

D toma el valor 1 cuando se trataba de regiones en las que la presencia de la banca regional –cajas de ahorro y cooperativas de crédito– es significativa, y 0 en caso contrario. Para valorar la presencia de la banca regional utilizaremos parte de los resultados obtenidos en un artículo reciente (De la Cuesta y García-Verdugo, 1999). En ese trabajo se calcularon por separado *índices de intensidad de crédito per capita* (IC) para los bancos y para la banca regional, utilizando los datos de 1997 sobre concesión de créditos correspondientes a cada grupo en las distintas comunidades autónomas.

CUADRO 3
REGIONES CON IC>1

	IC
Murcia	1,01
Valencia	1,03
La Rioja	1,10
Baleares	1,14
Madrid	1,22
Aragón	1,32
País Vasco	1,35
Cataluña	1,43
Navarra	1,59

Fuente: Elaboración propia

Si en una región el índice de intensidad de crédito de la banca regional es mayor que uno, quiere decir que este tipo de entidades financieras están proporcionalmente más activas en esa región de lo que le correspondería en función de su cuota de población. Las regiones que tienen un $IC > 1$ son las que aparecen en el Cuadro 3.

El resultado de la estimación no es concluyente, ya que el modelo resulta ser poco explicativo, como se recoge en el Cuadro 4. Sin embargo, el coeficiente estimado β_7 de la variable ficticia es positivo y significativo a un nivel del 1%, y supone que el crédito per cápita de las regiones con una presencia sustancial de las cajas crece casi un 1% por encima de la media. Este valor es relevante en el contexto del modelo, ya que $\beta_2 = 0,035$, lo que equivale a una velocidad de convergencia del 3,5%. Por ejemplo, según los datos del Cuadro 2, la Comunidad Valenciana tiene un CPC igual a la media nacional, por lo que $X_{VAL} = 0$. Como es una de las regiones

con $IC > 1$, la variable ficticia $D = 1$, por lo que el CPC crecerá casi un 1% ($1 \times 0,09$) por encima de la media exclusivamente por una presencia importante de la banca regional en esa región. Algo semejante sucederá con el resto de las regiones que aparecen en el Cuadro 3.

En ausencia de estudios más específicos, este resultado parece apoyar que la presencia de la banca regional en una región impulsa de forma adicional el crecimiento del crédito per capita, y por tanto facilita la disponibilidad de fuentes de financiación a empresas y particulares.

CUADRO 4 RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO [4]

Datos del análisis		
Método: Mínimos Cuadrados Ponderados		
Período de tiempo: 1987-1997		
Observaciones temporales incluidas: 11 (con lag=3)		
Observaciones de sección cruzada: 17		
Total de observaciones de panel: 187		
Resultados del modelo [4]		
Coefficiente $\beta_1 = 0,009$	Estadístico $t_1 = 2,66$	Prob(Est. t_1) = 0,0083
Coefficiente $\beta_2 = 0,035$	Estadístico $t_2 = 4,70$	Prob(Est. t_2) = 0,0000
R ² ajustado = 0,085		
Durbin-Watson = 2,13		
Estadístico F = 18,404	Prob(Estadístico F) = 0,000029	

Fuente: Elaboración propia

3. CONCLUSIONES

- Entre 1984 y 1997 las disparidades en el acceso al crédito de las regiones españolas se ha reducido más de un 35%, por lo que puede afirmarse que se ha producido una convergencia de tipo σ , aunque el proceso de convergencia se estancó durante los últimos años del período de estudio.
- El test de Wald que respalda la utilización del modelo de efectos fijos confirma empíricamente que las distintas regiones españolas no pueden ser tratadas de forma homogénea a la hora de estudiar la convergencia financiera, por lo que rechaza implícitamente la hipótesis de convergencia β absoluta y acepta la de convergencia β relativa.

- La velocidad de convergencia se estima en un 26% de la ventaja o desventaja en términos del nivel inicial de crédito per capita.
- Hay ocho regiones que registran efectos fijos regionales negativos y otras ocho que tienen efectos fijos positivos, mientras que el de la Comunidad Valenciana no es significativamente diferente de cero. Las regiones que según el modelo tienen factores específicos que entorpecen más el proceso de convergencia financiera con el resto son Castilla-La Mancha y Extremadura, seguidas por Galicia y Andalucía, aunque hemos visto que el resultado del modelo no está de acuerdo con la realidad en los dos primeros casos, que de hecho han mejorado su posición relativa hasta 1997. Las que presentan factores propios que favorecen más el crecimiento de la variable estudiada son, sobre todo, Madrid, y a cierta distancia Cataluña, el País Vasco y Baleares, aunque las tres primeras convergen de todas formas hacia la media nacional.
- La ordenación de las regiones por efectos fijos se parece a la ordenación que resultaría si utilizásemos el PIB per capita como criterio de clasificación, pero no es igual. Destaca el caso de Castilla-León, que teniendo un nivel de renta mucho más reducido se encuentra entre las regiones con factores más positivos de cara al crecimiento de las variables financieras, mientras que Castilla-La Mancha aparece a la cola de la clasificación, cuando por renta per capita debería aparecer en otra posición bien distinta. Algo parecido sucede con Murcia y Valencia.
- ¿Qué factores pueden esconderse dentro de los efectos fijos regionales?. Indudablemente, convendría considerar el grado de desarrollo económico real, aunque como hemos visto en el punto anterior, no es un factor absolutamente determinante. Sin embargo, hemos preferido centrarnos en un aspecto que enlaza con nuestra línea de investigación habitual. Puede esperarse que parte de las diferencias entre el acceso al crédito de unas regiones y otras responden a la actuación diferencial de las cajas de ahorros y de las otras entidades de crédito de carácter regional. El resultado de nuestro análisis no es concluyente, ya que el modelo resulta ser poco explicativo; sin embargo, indica que el coeficiente de la variable ficticia incluida es positivo y supone que el crédito per capita de las regiones con una presencia sustancial de la banca regional crece un 1% por encima de la media. En ausencia de estudios más específicos, este resultado parece apoyar que la presencia de la banca regional en una región impulsa de forma adicional el crecimiento del crédito per capita, y por tanto facilita la disponibilidad de fuentes de financiación a empresas y particulares.

BIBLIOGRAFÍA

- ABRAMOVITZ, M. (1986): "Catching Up, Forging Ahead and Falling Behind", en Abramovitz, M. (Ed.), *Thinking about Growth and Other Essays on Economic Growth and Welfare*, Cambridge University Press, 1989, págs. 220-242.
- ARELLANO, M. (1992): *Introducción al análisis econométrico con datos de panel*, Documento de Trabajo 92/22, Servicio de Estudios, Banco de España.
- BARRO, R.J. y SALA I MARTÍN, X. (1992): "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100, págs. 223-251.
- CHATTERIJ, M. (1993): "Convergence Clubs and Endogeneous Growth", *Oxford Review of Economic Policy*, 8, págs. 57-69.
- CHICK, V. (1986): "The Evolution of the Banking Systema and the Theory of Saving, Investment and Interest", *Economies et Sociétés* 20, *Monnaie et Production*, vol. 3, pp. 111-126.
- CUADRADO ROURA, J.R. (Dir.), MANCHA NAVARRO, T. y GARRIDO YSERTE, R. (1998): *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria y Visor dis., S.A.
- CUADRADO ROURA, J.R., GARCÍA-GRECIANO, B. y RAYMOND, J.L. (1996): *Regional Convergence: An Analysis of its Major Explanatory Factors*, ponencia presentada en la reunión anual de la European Regional Science Association, agosto, Zurich.
- DE LA CUESTA, M. y GARCÍA-VERDUGO, J. (1999): "Efectos del comportamiento diferencial de las entidades bancarias sobre la distribución espacial del crédito", *Cuadernos de Información Económica*, nº 144-145, pp. 138-149.
- 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 94/06, Servicio de Estudios, Banco de España.
- DOW, S.C. (1993): *Money and the Economic Process*, Edward Elgar.
- GROSSMAN, G. y HELPMAN, E. (1991): "Endogeneous Innovation in the Theory of Growth", *Journal of Economic Perspectives*, 8, págs. 23-44.
- LUCAS, R. (1988): "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22, págs. 3-42.
- MANKIW, G., ROMER, D. y WEIL, N. (1992): "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, págs. 407-437.
- PINDYCK, R.S. y RUBINFELD, D.L. (1991): *Econometric Models and Economic Forecasts*, 3rd Ed., McGraw-Hill.
- QUAH, D. (1996a): "Empirics for Economic Growth and Convergence", *European Economic Review*, 40, págs. 1353-1375.
- QUAH, D. (1996b): *Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics*, Working Paper, Nº 280, Centre for Economic Performance.

- RAYMOND, J.L. y B. GARCÍA GRECIANO (1994): "Las disparidades en el PIBpc entre las CCAA y la hipótesis de convergencia", *Papeles de Economía Española*, N° 59, págs. 37-58.
- RODRÍGUEZ POSE, A. (1997): "El papel del factor estatal en la percepción de la convergencia regional en la Unión Europea", *Información Comercial Española*, núm. 762, págs. 9-24.
- RODRÍGUEZ POSE, A. (1998): "Convergencia y modelos de crecimiento regional en Europa", en Cuadrado Roura, J.R. (Dir.): *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria y Visor dis., S.A., págs. 71-110.
- ROMER, P.M. (1986): "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 94, núm. 5, págs. 1002-1037.
- SALA I MARTÍN, X. (1994): "La riqueza de las regiones. Evidencia y teorías sobre crecimiento regional y convergencia", *Moneda y Crédito*, 198, págs. 13-80.
- SALA I MARTÍN, X. (1996): "The Classical Approach to Convergence Analysis", *Economic Journal*, 106, págs. 1019-1036.