

**CONVERGENCIA DE LA PRODUCTIVIDAD EN ESPAÑA.
UN ANALISIS DINAMICO DE SU DISTRIBUCION REGIONAL**

Enrique M. Quilis¹

Instituto Nacional de Estadística

Marzo 1997

RESUMEN

En este trabajo se estudia la dinámica de la distribución regional de la productividad real mediante una cadena de Markov, siguiendo la metodología propuesta por Quah (1993a, 1993b). Se examina la adecuación a la muestra de la hipótesis de convergencia absoluta y la velocidad de la misma. Se concluye que, con datos de las Comunidades Autónomas para el período 1980-93 basados en la Contabilidad Regional de España, se aprecia un proceso de convergencia. Dicha convergencia ha de ser matizada debido tanto al perfil relativamente uniforme de la distribución asintótica como a la reducida velocidad a la que el mencionado proceso tiene lugar.

Palabras clave: Convergencia regional, productividad, dinámica distributiva, cadenas de Markov.

¹ Agradezco las discusiones mantenidas con Ana M^a Abad, Alfredo Cristóbal, Rafael Frutos, Esperanza Rodríguez, Angeles Gayoso y Gervasio Cordero. En especial, la colaboración de Ana M^a Abad y Esperanza Rodríguez ha sido especialmente valiosa. Las opiniones expresadas corresponden al autor, sin que el INE coincida necesariamente con ellas.

1. INTRODUCCION

Buena parte del análisis regional realizado durante los últimos años se ha centrado en dos interrogantes: ¿convergen las regiones españolas hacia un nivel común de renta y bienestar *per cápita*? y, si es así, ¿cuál es la velocidad a la que se produce dicha convergencia?. Naturalmente, la respuesta a ambos interrogantes tiene consecuencias importantes tanto a nivel teórico como práctico. En efecto, desde una perspectiva analítica, una de las predicciones del modelo neoclásico de crecimiento² es la convergencia entre economías hacia un estado estacionario común, siempre que compartan los determinantes básicos del mencionado estado estacionario, situación, por otra parte, verosímil en el caso regional. Si la hipótesis de convergencia no es rechazada por la muestra, se dispondrá de un argumento a favor de esta clase de modelos. Asimismo, desde la óptica de la política regional, existe una aceptación general aunque no unánime de la conveniencia de una política económica activa destinada a eliminar o, cuando menos, mitigar las diferencias interregionales de renta a través de programas redistributivos, de inversión pública y de incentivos fiscales. Nuevamente, la falta de rechazo de la hipótesis de convergencia eliminaría la necesidad de dichas políticas o, cuando menos, reduciría enormemente su relevancia.

En este trabajo se examinan ambas cuestiones desde una perspectiva empírica, utilizando series basadas en la Contabilidad Regional de España (CRE, en adelante) y, como metodología estadística, el análisis dinámico de distribuciones por medio de cadenas de Markov. En particular, con el objeto de analizar de la forma más directa posible el mecanismo de (posible) convergencia, se examina el comportamiento de la productividad *per cápita*, en lugar de la renta disponible *per cápita*. De esta manera, se estudia el funcionamiento del sistema económico antes de que hayan operado los mecanismos redistributivos asociados a impuestos directos y transferencias, tanto a las familias como a las empresas.

La elección de datos basados en la CRE se basa en la coherencia interna que poseen, al ser sus cifras congruentes con las proporcionadas por la Contabilidad Nacional para el conjunto del país. Asimismo, el tratamiento otorgado al proceso de deflatación, basado en un esquema desagregado desde la óptica de la oferta, aporta una garantía de adecuada medición de la magnitud objeto de estudio.

La metodología estadística aplicada, el análisis dinámico de distribuciones por medio de cadenas de Markov, permite un estudio poco condicionado de las observaciones y explota la información disponible de una forma más eficiente que el análisis de regresión de datos de sección cruzada, ya que considera explícitamente tanto la dimensión transversal como la longitudinal de la muestra, sin omitir la primera como ocurre habitualmente en dichas regresiones.

El texto se estructura de la siguiente forma: en la segunda sección se expone el modelo estadístico empleado. Los resultados empíricos se comentan en la tercera y, en la cuarta, se ofrecen las principales conclusiones.

² Y también de algunos modelos de crecimiento endógeno, véase Barro y Sala-i-Martin (1995).

2. METODOLOGIA ESTADISTICA

La técnica estadística que se utiliza en este trabajo está basada en la representación de la dinámica interna de una función de densidad por medio de cadenas de Markov, encontrándose las principales referencias en Quah (1993a, 1993b y 1996). Esta técnica ha sido difundida en el análisis empírico del crecimiento económico como una alternativa a los estudios basados en los conceptos de convergencia en varianza (o σ -convergencia) y reversión hacia la media (o β -convergencia). Un tratamiento exhaustivo de ambos conceptos se encuentra en Barro y Sala-i-Martin (1995) y Sala-i-Martin (1996).

Sea φ_t la función de densidad, en el período t , de la variable y_{it} observada en $i=1..N$ regiones. El modelo dinámico utilizado asume que φ_t evoluciona en el tiempo según un proceso autorregresivo de primer orden:

$$[1] \quad \varphi_{t+1} = M \varphi_t$$

El esquema general considerado en [1] es particularizado segmentando φ_t en K intervalos. De esta forma, [1] se transforma en un proceso de Markov y M es su matriz de probabilidades de transición. Así, el elemento M_{ij} denota la probabilidad de que una región perteneciente al grupo j en el período t se desplace al grupo i en $t+1$. Naturalmente, la suma de los elementos de cada columna de M es la unidad:

$$[2] \quad M' u = u$$

Donde u : $K \times 1$ es un vector de unos.

De esta manera, la información contenida en la matriz M sintetiza el movimiento interno de la distribución de la variable objeto de análisis, permitiendo cuantificar el grado de movilidad y su carácter. Asimismo, el conocimiento de M permite inferir el comportamiento asintótico de φ . La predicción de φ_{t+h} a partir de φ_t utilizando el modelo [1] es, por recursión:

$$[3] \quad \varphi_{t+h} = M^h \varphi_t$$

Se puede demostrar que, si M posee $K-1$ autovalores dentro del círculo de radio unitario y uno sobre dicho círculo³, el comportamiento asintótico de φ está determinado por el autovector asociado al autovalor unitario (consúltese Hamilton (1994) para una demostración completa). A este respecto, debe recordarse que la condición [2] asegura que la unidad es un autovalor de M' y que u es el autovector asociado. Por lo tanto, la matriz M posee siempre, al menos, un autovalor unitario. En consecuencia, si π : $K \times 1$ representa el autovector de M asociado al autovalor unitario se verifica:

$$[4] \quad \lim_{h \rightarrow \infty} M^h = \pi u'$$

³ Este requisito permite la identificación de una distribución ergódica, no degenerada ni explosiva.

En virtud de la constancia temporal de M , su estimación puede realizarse promediando las frecuencias relativas de las transiciones observadas entre cada par de años $(t, t+1)$, con $t=1..T-1$. Una vez estimada M se calcula π resolviendo el siguiente sistema:

$$[5a] \quad M \pi = \pi$$

$$[5b] \quad u' \pi = 1$$

La solución de este sistema de $K+1$ ecuaciones con K incógnitas requiere el empleo de una matriz inversa generalizada. En este trabajo se emplea la de Moore-Penrose, resultando:

$$[6] \quad \pi = [A' A]^{-1} [A' e]$$

Siendo A : $(K+1) \times K$ la matriz $I_K - M$ ampliada con un vector de unos y e : $(K+1) \times 1$ es la K -ésima columna de I_{K+1} .

Las características de la distribución ergódica π son cruciales para analizar la existencia de convergencia. Si la citada distribución es unimodal, entonces se puede considerar que la hipótesis de convergencia no es rechazada por la muestra porque, asintóticamente, todas las regiones se encontrarán centradas en torno a un valor común. Por el contrario, dicha hipótesis deberá ser rechazada si la distribución ergódica es multimodal. En particular, el caso bimodal, indicaría la presencia de atractores locales de las regiones que definirían "clubes de convergencia", formados por regiones ricas y pobres (en términos relativos).

3. RESULTADOS EMPIRICOS

La variable analizada y_{it} es la productividad de la región i en el período t . Dicha productividad se define como el cociente entre el Valor Añadido Bruto expresado en pesetas constantes de 1986, calculado en Campo *et al.* (1996) y actualizado en Cordero y Gayoso (1996), y el número de ocupados estimado por la CRE. Se consideran las 17 Comunidades Autónomas que integran el Estado español junto con Ceuta-Melilla ($N=18$). El índice temporal t posee frecuencia anual y abarca el período 1980-1993 ($T=14$). Con el objeto de evitar derivas temporales que dificultan la estimación e interpretación del modelo, las observaciones están expresadas como cociente respecto a la media de cada año.

En este estudio se estima M segmentando φ_t en cuatro grupos ($K=4$). Los puntos de corte se han determinado en función de los cuartiles de la distribución conjunta $\{y_{it} \ i=1..N, t=1..T\}$. De esta forma se garantiza que, globalmente, el número de elementos de cada grupo es el mismo.

La tabla 1 ofrece la estimación de la matriz de transición M . La entrada (i,j) representa la probabilidad de que una región efectúe una transición desde el estado i al j . Nótese que, según esta definición, esta tabla representa a M' . Las dos últimas columnas recogen, respectivamente, los autovalores de M y la distribución ergódica asociada, calculada de acuerdo con [6].

Tabla 1: Matriz de transición

PRODUCTIVIDAD	Baja	Media -baja	Media -alta	Alta	Autovalores	Distribución ergódica
Baja	0.9244	0.0756	0	0	1.0000	0.2206
Media-baja	0.0564	0.8026	0.1218	0.0192	0.9273	0.2958
Media-alta	0	0.1526	0.7667	0.0808	0.8127	0.2734
Alta	0	0	0.1321	0.8679	0.6215	0.2102
Retícula: $(-\infty, 0.9116]$, $(0.9116, 0.9999]$, $(0.9999, 1.1122]$, $(1.1122, \infty)$						

Las principales conclusiones que cabe extraer de la tabla anterior son:

1. Existe una pauta de persistencia significativa, a tenor de los elevados valores de la diagonal principal.
2. La dinámica de la distribución está caracterizada, por una parte, por una movilidad moderada aunque no despreciable entre las regiones con productividades media-baja y media-alta y, por otra parte, por una estabilidad más acusada en los extremos superior y, sobre todo, inferior.
3. La distribución ergódica muestra un perfil unimodal, centrado y platicúrtico. En consecuencia, los dos primeros rasgos permiten establecer la existencia de un proceso de convergencia absoluta a nivel regional pero que ha de ser calificada como débil en función del tercero, ya que el aplanamiento de la distribución implica que los intervalos extremos poseen una masa relevante de la misma.

Resulta conveniente cuantificar el grado de movilidad asociado a la matriz M con el fin de conocer con que rapidez se alcanza el estado ergódico. Para este fin, Quah (1996a) propone los siguientes índices:

$$[7] \quad \mu_1(M) = (K-1)^{-1} [K - \sum_{i=1..K} \lambda_i]$$

y

$$[8] \quad \mu_2(M) = 1 - \lambda_{(2)}$$

Siendo λ_i $i=1..K$ los autovalores de M y $\lambda_{(2)}$ el segundo mayor autovalor.

Habida cuenta de la naturaleza de M (véase la ecuación [2]) se comprueba que $0 \leq \mu_j(M) \leq 1$, para $j=1,2$. Si $\mu_j(M) = 0$ se concluye que la movilidad es nula y, con ella, la velocidad de convergencia. Por el contrario, si $\mu_j(M) = 1$ entonces el sistema tiende a su estado ergódico de forma instantánea. Aún cuando ambos índices informan acerca del mismo fenómeno, lo hacen de manera distinta. Así, $\mu_1(M)$ considera todos los mecanismos en presencia que conducen al proceso hacia su estado estacionario mientras que $\mu_2(M)$ se centra en el mecanismo subdominante⁴. Dicho mecanismo puede ser interpretado como uno de corrección de error

⁴ El mecanismo dominante es el que está asociado al autovalor unitario.

o, si se prefiere, de las desviaciones transitorias respecto al estado ergódico. La siguiente tabla muestra las estimaciones de ambos índices a partir de la matriz M estimada:

Tabla 2: Velocidad de convergencia

$\mu_1(M) = 0.2128$
$\mu_2(M) = 0.0727$

Esta tabla muestra de forma patente la reducida velocidad a la que convergen las regiones españolas hacia la distribución ergódica ya descrita. En especial, el mecanismo corrector es particularmente débil. Por todo ello, hay que considerar que las divergencias presentes en un momento dado pueden persistir largo tiempo y que, si se producen impulsos de carácter asimétrico, el proceso de retorno a la posición de equilibrio será temporalmente dilatado.

4. CONCLUSIONES

Las Comunidades Autónomas españolas muestran un proceso de convergencia real en su productividad aunque dicha convergencia se produce de forma muy lenta y hacia una distribución relativamente uniforme. De esta manera, las predicciones de algunos modelos de crecimiento endógeno no resultan avaladas por los datos y tampoco se observa el proceso de aglomeración asintótica bimodal detectado en otras muestras (Quah, 1993a, 1993b). Asimismo, la reducida velocidad de convergencia ofrece una justificación a la actuación de la política regional, si bien ésta debería centrarse en la compensación de impulsos asimétricos.

Estos resultados de convergencia resultan especialmente relevantes al referirse a una magnitud (la productividad) de carácter tecnológico cuyo comportamiento se determina, esencialmente, con anterioridad a la entrada en funcionamiento de los mecanismos de redistribución. Asimismo, coinciden con la evidencia empírica obtenida por Gardeazábal (1996) empleando la misma técnica sobre una muestra totalmente diferente: datos provinciales para el período 1967-1991 sobre renta neta disponible por las familias, deflactada por el Índice de Precios de Consumo de cada provincia y estimados por el Servicio de Estudios del BBV.

La extensión natural de este trabajo consiste en emplear técnicas no paramétricas que resuelvan el problema de la adecuada elección de la retícula que particiona la distribución, siguiendo los desarrollos expuestos en Quah (1996c). De esta manera se resolvería una limitación de esta técnica que puede condicionar los resultados obtenidos y para la que no existe un criterio objetivo universalmente aceptado.

REFERENCIAS

- Barro, R.J. y Sala-i-Martin, X. (1995) *Economic Growth*, McGraw Hill, Boston, Massachusetts, U.S.A.
- Campo, J.A., Cordero, G. y Gayoso, A. (1996) "Desagregación espacial del Valor Añadido: una serie a precios constantes (base 86) de las Comunidades Autónomas españolas (1980-1992)", Documento Interno, Mº de Economía y Hacienda.
- Cordero, G. y Gayoso, A. (1996) "El comportamiento de las economías regionales en tres ciclos de la economía española: primera explotación de una serie (1980-1993) del VAB regional a precios constantes (base 86) elaborada a partir de la Contabilidad Regional de España", Documento Interno, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Gardeazábal, J. (1996) "Provincial income distribution dynamics: Spain 1967-1991", *Investigaciones Económicas*, vol. 20, n. 2, p. 263-269.
- Hamilton, J.D. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, U.S.A.
- Quah, D.T. (1993a) "Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 95, n. 4, p. 427-443.
- Quah, D.T. (1993b) "Empirical cross-section dynamics in economic growth", *European Economic Review*, n. 37, p. 426-434.
- Quah, D.T. (1996a) "Empirics for economic growth and convergence", *European Economic Review*, n. 40, p. 1353-1375.
- Quah, D.T. (1996b) "Aggregate and regional disaggregate fluctuations", *Empirical Economics*, vol. 21, n. 4, p. 137-159.
- Quah, D.T. (1996c) "Convergence empirics across economies with (some) capital mobility", *Journal of Economic Growth*, vol. 1, n. 1, p. 95-124.
- Sala-i-Martin, X. (1996) "Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence", *European Economic Review*, n. 40, p. 1325-1352.