

Ramón María-Dolores Pedrero*
Israel Sancho Portero*

UN ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DEL CICLO ECONÓMICO SOBRE LA VELOCIDAD DE CONVERGENCIA: EL CASO ESPAÑOL

En este trabajo se replantea la hipótesis de convergencia estocástica para el caso español analizándose si el ciclo económico tiene efecto sobre la velocidad de convergencia o catching-up para la economía española. Empleando datos semianuales para el período 1963-2000, se observa que el proceso de convergencia español hacia Europa depende de la fase/estado del ciclo económico en la que se encuentra la economía, derivando una velocidad de convergencia mucho mayor en las fases de expansión del ciclo económico que en las fases de recesión. El análisis se lleva a cabo mediante el empleo de dos enfoques alternativos: lineal y no lineal.

Palabras clave: convergencia, ciclos económicos, series temporales, España, 1963-2000.

Clasificación JEL: F41.

1. Introducción

La hipótesis de convergencia ha atraído la atención de numerosos economistas, debido, en parte, a los sencillos argumentos que sostienen dicha hipótesis¹. De este modo, mediante el modelo de crecimiento neoclásico introducido por Solow (1956) y Swan (1956) se pro-

duce una convergencia en la producción per cápita. Se produce de forma natural bajo el supuesto de una función de producción cóncava y de la naturaleza exógena del progreso tecnológico. Esto implica que el crecimiento a largo plazo sería independiente de cuáles fueran las dotaciones iniciales de los países. Trabajos posteriores de Barro (1991), Barro y Sala-i-Martin (1992) y Mankiw, Romer y Weil (1992) extendieron este modelo básico para tener en cuenta como un factor productivo adicional el capital humano. Estos modelos también implicaban la existencia de ciertos procesos de convergencia, aunque éstos fueran bastante prolongados e implicaran largos períodos de *catching-up*. Por otra parte, los modelos de crecimiento endógeno asociados al trabajo de

* Universidad de Murcia.

El primer autor agradece a la Fundación BBVA la financiación recibida por su 1.ª Convocatoria de Ayudas a la Investigación en Ciencias Sociales.

¹ Véase, por ejemplo, BARRO y SALA-I-MARTIN (1991, 1992), BERNARD y DURLAUF (1995) y QUAH (1993)

Rebelo (1991) tuvieron implicaciones opuestas sobre la posibilidad de convergencia, debido fundamentalmente al carácter permanente de las perturbaciones tecnológicas. La clave se encontraba en la existencia de rendimientos no decrecientes en los factores acumulables, lo cual provocaba que países líderes pudieran seguir siéndolo eternamente.

Todos estos modelos presentan una serie de restricciones a la hora de modelizar los procesos de convergencia, ya que realizan un tratamiento por separado del crecimiento económico a largo plazo (y por tanto de la convergencia) y del ciclo económico. Este tipo de modelización es consistente con el hecho de que, tradicionalmente, la literatura sobre ciclos económicos se ha dedicado al estudio de las desviaciones de la producción respecto de su tendencia de largo plazo mientras que los trabajos sobre crecimiento se han centrado en la pendiente de dicha tendencia. A pesar de que, en ambos casos, las perturbaciones de origen tecnológico suelen ser la fuente principal de fluctuaciones, tanto a corto como a largo plazo, la mayoría de los modelos de ciclos reales tratan al progreso tecnológico como *exógeno* y analizan dichas fluctuaciones como desviaciones de la solución del estado estacionario resultantes de un modelo de crecimiento neoclásico². Sin embargo, una parte creciente de la literatura sostiene que son más plausibles y consistentes con la evidencia empírica los modelos en los que el ciclo económico puede alterar el proceso de crecimiento a largo plazo y tener efectos permanentes en la economía (Stadler, 1986, 1990; King *et al.*, 1988; Fatás, 2000a, 2000b; Maliar y Maliar, 2003). La idea subyacente en estos modelos es muy simple: puesto que el progreso tecnológico es procíclico, perturbaciones de carácter temporal (ya sean de oferta o de demanda) podrían tener efectos sobre el crecimiento a largo plazo. Desde esta perspectiva el crecimiento a largo plazo, y por tanto la convergencia, no tiene por qué

ser uniforme. Hasta ahora, este supuesto ha estado implícito en la manera que ha empleado la literatura empírica para contrastar la convergencia bajo este enfoque de series temporales.

Dentro de la literatura son varios los métodos utilizados para contrastar las diversas definiciones de «convergencia». Los primeros estudios utilizaron datos de corte transversal (Barro y Sala-i-Martin, 1991, 1992; Mankiw, Romer y Weil, 1992) e intentaban medir la correlación, para un grupo de países o regiones, entre la tasa de crecimiento a lo largo de un largo período de tiempo y el nivel de renta inicial. Este tipo de aproximación empírica tenía muchas limitaciones e inconvenientes, tal y como señalan Quah (1994, 1996, 1997) y Evans y Karras (1996) en sus aportaciones.

En el enfoque de datos de panel, introducido por Islam (1995), se cuestionaba los resultados obtenidos por los primeros estudios de la literatura pero aparecía el inconveniente de que las estimaciones de la velocidad de convergencia tuvieran sesgos importantes en muestras pequeñas debido a la correlación entre la variable dependiente retardada y los residuos no observados³. Asimismo, las fluctuaciones asociadas al ciclo económico introducen un mayor sesgo, lo que en general conduce a una sobreestimación de las velocidades de convergencia.

Por último, el enfoque de series temporales investigaba las diferencias en el comportamiento, a largo plazo, entre los niveles de renta per cápita de los países, entendiendo por convergencia una situación en la cual dichas diferencias deben seguir procesos estacionarios. De esta manera, las perturbaciones que afecten a la renta per cápita relativa no conducirán a desviaciones permanentes entre los PIB per cápita de las economías. La contrastación empírica de este enfoque se realizaba mediante el empleo de contrastes de raíces unitarias.

² Véase, por ejemplo, KYDLAND y PRESCOTT (1982) y PRESCOTT (1986).

³ Destacan los trabajos de CANOVA y MARCET (1995), para regiones europeas, y EVANS y KARRAS (1996) para las regiones de Estados Unidos.

Esta aproximación presentaba ventajas frente al análisis tradicional de corte transversal. Por un lado, los contrastes de corte transversal imponían restricciones poco plausibles sobre la dinámica de las series de renta per cápita de los países (Bernard y Durlauf, 1996), lo cual conducía a graves problemas de especificación en el corte transversal. Por otro lado, esta perspectiva de series temporales nos permite obtener una visión sobre la experiencia macroeconómica de los países considerados individualmente en lugar de analizar comportamientos promedios entre grupos de países. Estos contrastes de series temporales encontraron poca evidencia a favor de la hipótesis de convergencia⁴. En general estos trabajos suelen modelizar los procesos de convergencia o *caching-up* por medio de funciones lineales, obligando a que la convergencia entre economías, en caso de existir, sea un proceso gradual y monótono en el tiempo. En algunos trabajos se considera la posibilidad de que se produzca alguna ruptura en dicho proceso, ya sea en alguna fecha fijada *a priori* por los autores (Carlino y Mills, 1993) o bien en una fecha desconocida de antemano y estimada a partir de los datos (Loewy y Papell, 1996; Oxley y Greasley, 1995; Pallardó y Esteve, 1997).

El objetivo de este trabajo sería identificar la existencia de distintos períodos asociados a diferentes velocidades de convergencia para el caso español. Asimismo, estamos interesados en comparar si dichos períodos están relacionados con las fases del ciclo económico. En particular, estudiamos el comportamiento del diferencial de renta per cápita español con respecto al promedio de la UE para el período 1963-2000, utilizando datos semianuales sobre el PIB (expresado en paridad de poder de compra a precios de 1995) y la población, obtenidos de la base de datos de la OCDE. Para ello se extiende la aproximación empleada por Carlino y Mills (1993) con objeto de per-

mitir la posibilidad de distintas velocidades de convergencia utilizando una generalización del modelo de series temporales con cambio de régimen de Hamilton (1991). De este modo, se facilita la sucesión recurrente de períodos de convergencia/divergencia o de mayor/menor convergencia o divergencia, pudiendo determinar si se exhiben distintas velocidades de convergencia para la economía española y si éstas guardan alguna relación con el ciclo económico.

Nuestros resultados indican que la velocidad de convergencia cambia sustancialmente a lo largo del tiempo en la economía española. En términos generales, las expansiones (recesiones) suelen ir asociadas a incrementos (disminuciones) en el componente tendencial del PIB per cápita relativo, lo cual se traduce en la existencia de períodos de convergencia (divergencia) y, por tanto, una aumento (disminución) significa un acercamiento (alejamiento) de dicha renta a la media comunitaria. La correlación existente entre la velocidad de convergencia y las fases del ciclo económico es muy estrecha para el caso español⁵.

Este trabajo se estructura de la siguiente manera: En el apartado 2 se repasa la metodología empleada por Carlino y Mills (1993) y se aplica a la diferencia entre el PIB per cápita de español respecto a la UE, comentando los resultados y analizando las limitaciones que presenta esta aproximación. En el apartado 3 se extiende el modelo para tener en cuenta la posible existencia de distintas velocidades de convergencia en el marco de un modelo lineal y se comentan los principales resultados. El apartado 4 procede a realizar el mismo análisis mediante el modelo no lineal de Hamilton (1991). Por último en el apartado 5 se resumen las principales conclusiones.

⁴ Véase, por ejemplo, CARLINO y MILLS (1993), BERNARD y DURLAUF (1995), OXLEY y GREASLEY (1995) y EVANS y KARRAS (1996), entre otros.

⁵ En una versión extendida de este trabajo (véase MARÍA-DOLORES y SANCHO, 2003) se realiza el mismo estudio para todos los países de la UE-15 excepto Luxemburgo. Véase en «Determinants of Growth and Business Cycles: Theory, Empirical Evidence and Policy Implications», *INFER Annual Conference Volume* (2003).

2. Análisis preliminar: convergencia real de España con respecto a la UE

En este apartado se introduce y aplica la definición de convergencia estocástica propuesta por Carlino y Mills (1993) para analizar la convergencia real de España frente a los países de la UE.

Se define d_{it} como las desviaciones de la producción del país i con respecto a la producción del área de referencia:

$$d_{it} = y_{it} - y_t^* \quad [1]$$

donde y_{it} es el (logaritmo del) PIB per cápita en el país i en el período t y y_t^* es el (logaritmo del) PIB per cápita en el área de referencia. Existirá convergencia estocástica cuando d_i sea un proceso estacionario en covarianza, es decir, $d_{it} \sim I(0)$. En otras palabras, existe convergencia estocástica cuando las diferencias en el nivel de renta per cápita son transitorias.

Para realizar el objetivo básico del trabajo sin la necesidad de introducir complicaciones innecesarias se modifica el modelo econométrico propuesto por Carlino y Mills (1993). Siguiendo a estos autores permitimos la posibilidad de que exista persistencia en las diferencias en el nivel de producción:

$$d_{it} = d_i^e + u_{it} \quad [2]$$

Este supuesto implica dos tipos de convergencia absoluta o convergencia condicional, donde d_i^e es el diferencial de renta per cápita en el equilibrio y u_{it} son las desviaciones de la producción del equilibrio a largo plazo. El término d_i^e recoge la posibilidad de que exista convergencia a distintos niveles de renta en el largo plazo cuando los países tienen distintos parámetros estructurales con relación a las preferencias, tecnología, nivel de capital humano y tasas de crecimiento de la población. Si la variable $d_i^e = 0$, tendremos convergencia absoluta, y hablaremos de convergencia condicional en el caso de que $d_i^e \neq 0$.

El término u_{it} contiene una tendencia lineal y un proceso estocástico:

$$u_{it} = \varepsilon_{i0} + \beta_i t + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

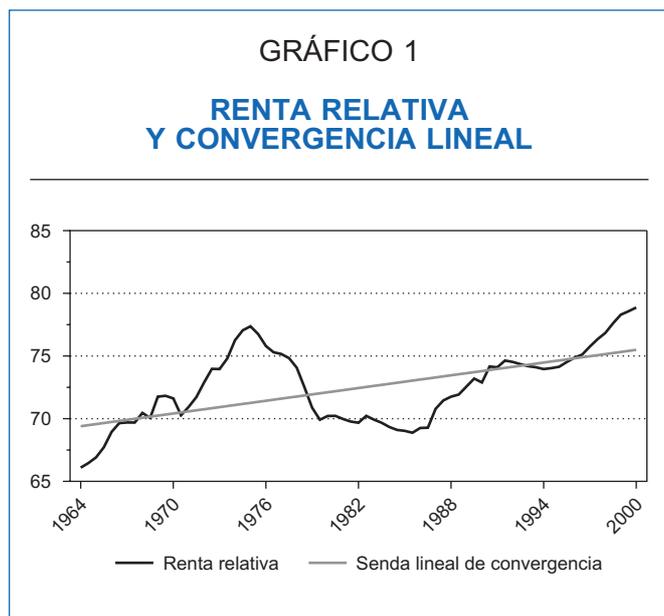
donde ε_{i0} es la desviación inicial del equilibrio y β_i es la «velocidad de convergencia». La convergencia- β existirá en los siguientes casos: i) $\varepsilon_{i0} > 0$, $\beta_i < 0$. En este caso hablaríamos de un país inicialmente «rico» con un diferencial positivo en el nivel de renta con respecto al estado estacionario; ii) $\varepsilon_{i0} < 0$, $\beta_i > 0$. En ese caso tenemos un país «pobre» con un diferencial negativo de renta respecto al estado estacionario que crece más rápido que el área de referencia. En los contrastes tradicionales de sección cruzada se impone el supuesto de un β idéntico para todos los países. El enfoque planteado también permite que existan diferentes velocidades de convergencia entre países.

Sustituyendo [3] en [2] se obtiene:

$$d_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \varepsilon_{it} \quad \text{donde } \alpha_i = d_i^e + \varepsilon_{i0} \quad [4]$$

Para contrastar si existe convergencia se procede a estimar la ecuación [4]. Si $\varepsilon_{i0} \sim I(0)$ se observará convergencia estocástica. β -convergencia o *catching-up* se obtiene en los siguientes casos: i) $\alpha_i < 0$, $\beta_i > 0$, ii) $\alpha_i > 0$, $\beta_i < 0$. Finalmente, se produce convergencia absoluta cuando $\alpha_i = \beta_i = 0$ y convergencia condicional cuando $\alpha_i < 0$, $\beta_i > 0$.

Un paso preliminar en nuestro análisis es realizar un test de raíz unitaria en las desviaciones de la producción del país i con respecto a la producción de la UE en su conjunto, d_{it} , para observar el tipo de convergencia existente. El Gráfico 1 muestra la variable d_t para el caso español. Con objeto de dar cierta robustez a nuestro análisis se realizan cuatro contrastes diferentes de raíces unitarias: i) el contraste de Dickey-Fuller aumentado, ii) el contraste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, y Shin (1992), iii) el contraste de Elliott, Rothenberg, y Stock Point Optimal (1996) y iv) el contraste de Lobato y Robinson (1998). Se observa claramente el efecto *catching-up* o β -convergencia para el caso español.



El Cuadro 1 ofrece los resultados obtenidos al estudiar la hipótesis de convergencia para el caso español. Se observa claramente cómo España es un país «pobre» con una tasa de crecimiento superior a la media europea ($\alpha_i < 0$, $\beta_i > 0$).

3. Un modelo lineal para el análisis de los efectos del ciclo económico sobre la convergencia

Si observamos la evolución de los cambios en la renta relativa durante el período muestral para la economía española se observa que ésta ha sido completamente diferente en los períodos de expansión y recesión. Un primer ejercicio muy sencillo sería computar los *turning points* de la economía española empleando las series cronológicas ofrecidas por la OECD⁶. Los resultados muestran que el comportamiento de la renta relativa depende claramente de cuál sea la fase del ciclo económico. En el Cuadro 2 se ofrecen los datos so-

⁶ Véase la siguiente dirección:
<http://www.oecd.org/oecd/pages/home/displaygeneral/0,3380,EN-countrylist-509-15-no-no-287-509,00.html>

CUADRO 1 CONVERGENCIA ESTOCÁSTICA: ESPAÑA

	Estadístico	Hipótesis nula	Resultado
ADF . . .	-1,875686	I(1)	Acepto Ho → I(1)
PP	-1,513849	I(1)	Acepto Ho → I(1)
KPSS . .	0,126460	I(0)	Acepto Ho → I(0)
ERS . . .	16,15415	I(1)	Rechazo Ho → I(0)

ecuación estimada:
 $d_{it} = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$

Variable	Coefficiente estimado	Estadístico-t
α	-0,375	-41,12
β	0,117	6,20

$$\varepsilon_t = 0,97\varepsilon_{t-1} + \eta_t$$

CUADRO 2

CAMBIOS EN LA RENTA RELATIVA EN LAS FASES DEL CICLO ECONÓMICO

Total	Expansiones	Recesiones	Período muestral
13,45%	25,60%	-2,15%	1966-2000
Contraste de igualdad de media			
Expansión	Recesión	Estadístico-F	Probabilidad
0,3999	-0,0740	4,7559	0,0325

NOTA: Las fases de expansión y recesión se computan median los *turning points* ofrecidos por la OECD.

bre el cambio relativo de la renta para las distintas fases del ciclo económico. En las fases de expansión ha sido positivo y del 25,60 por 100, mientras que en las de recesión asciende a un -2,15 por 100. Si se realiza un contraste de igualdad de medias para ambas fases

del ciclo económico se rechaza la hipótesis nula al 5 por 100 de significatividad.

Una primera aproximación al análisis del impacto del ciclo económico en el proceso de convergencia consistiría en el empleo de una variable binaria que permita establecer una distinción entre fases de expansión y recesión. De este modo, siguiendo los datos de la OECD, construiremos la siguiente variable *ficticia*:

$$D_t = \begin{cases} 0 & \text{si la economía está en expansión en el período } t \\ 1 & \text{si la economía está en recesión en el período } t \end{cases}$$

Para medir el impacto de las fases de recesión en la velocidad de convergencia se procede a estimar la siguiente ecuación:

$$d_{it} = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t D_t + \eta_t \quad [5]$$

De este modo la velocidad de convergencia en fases de expansión vendrá dada por el coeficiente β_1 , mientras que en fases de recesión sería igual a $\beta_1 + \beta_2$. Los resultados se ofrecen en Cuadro 3. Se aprecia claramente que la velocidad de convergencia en fases de expansión es el doble de la existente en fases de recesión.

Con referencia a la elección de una definición adecuada de ciclo económico cabe señalar que se trata de una tarea difícil y controvertida. La definición que establece la OECD es bastante crítica, dado que solo considera dos estados posibles sin posibilidad de que exista una situación intermedia. Para contrastar la robustez de los resultados obtenidos se emplea una medida alternativa del ciclo económico que no imponga una elección discreta de las fases del mismo. Las medidas empleadas son el filtro de Hodrick y Prescott con un coeficiente de 800 para extraer el componente cíclico y una tendencia cúbica. Los resultados mediante el empleo de ambas técnicas son bastante similares⁷.

⁷ El coeficiente de correlación entre el filtro de HODRICK y PRESCOTT y la tendencia cúbica es superior al 0,9.

CUADRO 3

ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN

$$d_{it} = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t D_t + \eta_t$$

α	β_1 (expansiones)	$\beta_1 + \beta_2$ (recesiones)	R^2
-0,351 (-34,13)	0,000928 (4,51)	0,000457 (1,91)	0,28

El estadístico-t se ofrece entre paréntesis. Los errores estándar se calculan mediante el método de Newey-West. Las fases de expansión y recesión se computan mediante los *turning point* ofrecidos por la OECD.

En el apartado anterior, se concluía que el proceso de convergencia no era de modo gradual y podían existir algunas desviaciones de la senda de convergencia durante largos períodos de tiempo. Este resultado implica que las perturbaciones podrían ser muy persistentes y podrían producir un resultado erróneo en los contrastes de raíces unitarias dependiendo de cual fuera el procedimiento empleado. Se observa que la renta relativa se desvía claramente de su senda en el caso español. El Cuadro 4 ofrece los resultados obtenidos. En el caso español se presenta una alta persistencia alcanzando un coeficiente autorregresivo de primer orden alcanza un valor de 0,97.

Aunque existen múltiples factores que podrían explicar las desviaciones de la renta de su senda de convergencia, en este trabajo nos centramos en el papel del ciclo económico. Un ejercicio inicial sería el de cuantificar el efecto del ciclo económico sobre el proceso de convergencia mediante la inclusión de la medida de *output gap* como un regresor adicional en la ecuación:

$$d_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad [6]$$

En primer lugar, se estima la siguiente ecuación:

$$d_t = \alpha + \beta t + \gamma cyclo + \eta_t \quad [7]$$

CUADRO 4

PERSISTENCIA EN LAS DESVIACIONES DE LA RENTA DE SU SENDA DE CONVERGENCIA:

$$d_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}t = \hat{\rho}^*(d_{t-1} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}(t-1))$$

	$\hat{\rho}$
Spain	0,971 (23,29)

CUADRO 5

ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN:

$$d_t = \alpha + \beta t + \gamma cyclo + \eta_t$$

α	β	γ	R^2
-0,375 (-26,94)	0,00121 (4,24)	1,017 (3,22)	0,57

El coeficiente γ nos ofrece la importancia del ciclo económico en el proceso de convergencia. El Cuadro 5 ofrece los principales resultados obtenidos. Esta variable es significativa para el caso español, mostrando un crecimiento por encima del nivel natural de producción durante las fases de expansión del ciclo económico.

El valor del parámetro γ es positivo y alrededor de 1 lo cual implica una aceleración del proceso de convergencia durante las fases de expansión y un estancamiento del mismo en las fases de recesión. El resultado derivado implica que un punto adicional en el crecimiento a largo plazo del PIB implica una reducción del diferencial de la renta en un punto porcentual.

4. Un modelo no lineal para el análisis de los efectos del ciclo económico sobre la velocidad de convergencia

En este apartado se emplea un enfoque econométrico distinto para analizar los efectos del ciclo económico sobre la convergencia. Para dicho fin se emplea una extensión de la metodología de Hamilton (1991) de series temporales con cambio de régimen. Este enfoque ha sufrido múltiples avances desde su planteamiento inicial⁸.

El modelo de Hamilton resulta útil en nuestro análisis por tres razones básicamente. En primer lugar, permite determinar endógenamente las fases del ciclo económico con objeto de evitar posibles críticas derivadas del empleo de procedimientos tales como el filtro de Hodrick y Prescott y la tendencia cúbica utilizados en el apartado anterior. En segundo lugar, resulta fácil contrastar si la velocidad de convergencia en los países «pobres» ha sido mayor en las fases de expansión que en las fases de recesión del ciclo económico. El mismo resultado podría esperarse para un país «rico» de modo opuesto. Finalmente, mediante este enfoque podemos observar el grado de complementariedad entre los ciclos económicos de distintos países. A continuación se presenta el modelo econométrico empleado para estimar los efectos del ciclo económico sobre la velocidad de convergencia.

La metodología de Hamilton (1991) se basa en el supuesto de que el estado actual de la economía, i.e., recesión (r) o expansión (e), viene determinado por una variable aleatoria no observable de estructura Markoviana. La versión que introducimos a continuación es aquella en la que la tasa de crecimiento del PIB (μ) puede variar dependiendo de si la economía está en una fase de expansión, μ_e , o en una recesión, μ_r . El crecimiento del PIB se determina por un proceso AR(p).

Para contrastar si la convergencia estocástica cambia dependiendo de la fase del ciclo económico se procede

⁸ Véase HAMILTON y RAJ (2002).

a estimar las siguientes dos ecuaciones de forma conjunta:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} = & \phi_{i1} \Delta y_{it-1} + \dots + \phi_{ip} \Delta y_{it-p} + \\ & + \mu_{ir} (1 - \phi_{i1} - \dots - \phi_{ip}) \\ & + \Delta \mu_r (S_t - \phi_{i1} S_{t-1} - \dots - \phi_{ip} S_{t-p}) + \eta_{it} \end{aligned} \quad [8]$$

$$\begin{aligned} d_{it} = & \alpha(S_t) + \beta(S_t)t + \varepsilon_t \\ \text{donde } d_{it} = & y_{it} - y_t^* \end{aligned} \quad [9]$$

donde Δy_{it} es la tasa de crecimiento del PIB semianual (ajustado de estacionalidad) en el país i , $\Delta \mu_i = \mu_{ie} - \mu_{ir}$, S_t es la variable estado, η_{it} se distribuye $N(0,1)$, d_{it} es la diferencia entre el (logaritmo del) PIB per cápita en el país i y el (logaritmo del) PIB per cápita en la UE-15. Los parámetros α y β son los encargados de medir el proceso de convergencia. Se supone que el parámetro β depende de la fase del ciclo económico en la que se encuentre la economía y mide la velocidad de convergencia.

La variable estado del modelo, S_t , sigue el proceso de Markov en tiempo discreto y viene caracterizada por la siguiente matriz de probabilidades de transición:

$$\begin{bmatrix} p_{rr} & p_{er} \\ p_{re} & p_{ee} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{rr} & 1-p_{ee} \\ 1-p_{rr} & p_{ee} \end{bmatrix} \quad [10]$$

donde:

$$p_{kj} = Pr(S_t = j / S_{t-1} = k), \text{ con } \sum_{j=r}^e p_{kj} = 1 \quad \forall i \quad [11]$$

y p_{kj} es la probabilidad de ir del estado k al estado j (e.g., p_{re} es la probabilidad de ir de una recesión a una expansión, etcétera). Finalmente, se supone que las probabilidades de transición son constantes en el tiempo y vienen determinadas por la siguiente función de distribución logística:

$$p_{rr} = Pr(S_t = r / S_{t-1} = r) = \frac{\exp(\theta_r)}{1 + \exp(\theta_r)} \quad [12]$$

$$p_{ee} = Pr(S_t = e / S_{t-1} = e) = \frac{\exp(\theta_e)}{1 + \exp(\theta_e)} \quad [13]$$

donde θ_r y θ_e son los parámetros que determinan las probabilidades de estar en una recesión y en una expansión, respectivamente.

Tal y como Hamilton (1991) señala, los supuestos previos nos permiten obtener una secuencia de distribuciones de probabilidad condicional conjunta $Pr(S_t = i, \dots, S_{t-s} = j / \Phi_t)$, que corresponden a las probabilidades de que el crecimiento del PIB se sitúe en el estado k o j ($k, j = r, e$) en los períodos $t, t-1$, hasta $t-s$, respectivamente, condicionado a la información disponible en el período t . Agregando estas distribuciones de probabilidad conjunta podemos obtener las probabilidades suavizadas, es decir, la probabilidad de estar en el estado r o e en el período t , dada la información disponible en el período t :

$$Pr(S_t = j / \Phi_t) = \sum_{k=r}^e \sum_{j=r}^e Pr(S_t = i, \dots, S_{t-s} = j / \Phi_t) \quad [14]$$

$$k, j = e, r$$

donde Φ_t es el conjunto de información en el período t . Las probabilidades suavizadas proveen información sobre el régimen en que la serie del crecimiento del PIB se sitúa con mayor probabilidad en el período t en cada punto de la muestra.

El Cuadro 6 ofrece los principales resultados de las estimación del modelo propuesto con $p = 2$ para el período 1963:1-2000:1⁹. Los resultados muestran un valor para el coeficiente β mucho mayor para las fases de expansión (0,00184) que en las de recesión (0,00075). El primer régimen corresponde claramente a una fase de bajo crecimiento con una tasa de crecimiento semianual del 1,00 por 100 (2,00 por 100 anual). Este resultado implica que resulta más propio interpretar esta fase del ciclo económico como una fase de crecimiento

⁹ Si extendemos el modelo a un $p_{max} = 4$, el criterio BIC del retardo elige un valor de $p=2$.

CUADRO 6

RESUMEN DE RESULTADOS DEL MODELO NO LINEAL

μ_R	μ_E	α	β_R	β_E	P_{RR}	P_{EE}
1,00	2,04	-0,36	0,00075	0,00184	0,61	0,56
(2,13)	(2,37)	(-38,76)	(-0,21)	(2,01)	(6,25)	(14,11)

Estadístico-t entre paréntesis

moderado que como una de recesión. El segundo régimen corresponde claramente a una fase de expansión con una tasa de crecimiento semi-anual del 2,04 por 100 (4,08 por 100 anual). Con referencia a las probabilidades de permanecer en cada uno de los estados, asciende a 0,70 para fases de crecimiento moderado y 0,64 para expansión. Estas probabilidades implican una duración media de 2,60 y 2,27 semestres para las fases de crecimiento moderado y expansión, respectivamente.

El Gráfico 2 ofrece el valor de la renta relativa de la economía española junto a las probabilidades de recesión derivadas del modelo de Hamilton. Se observa claramente que el estancamiento en el acercamiento de la renta relativa o retroceso se produce cuando ésta es muy alta.

El resultado de que la velocidad de convergencia es mucho mayor en las fases de expansión que en las fases de recesión en los países «pobres» y lo opuesto para los países «ricos». De hecho, la hipótesis nula de simetría ($H_0: \beta_e = \beta_r$) se rechaza con un p -valor de 0,002. De este modo, la evidencia empírica muestra que la velocidad de convergencia varía dependiendo del estado del ciclo económico y depende de la posición del país («pobre» o «rico» respecto a la media UE-15).

GRÁFICO 2

PROBABILIDADES DE RECESIÓN Y RENTA RELATIVA: ESPAÑA

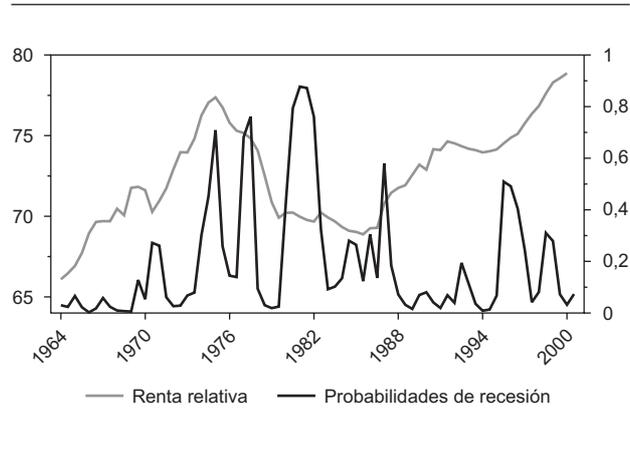
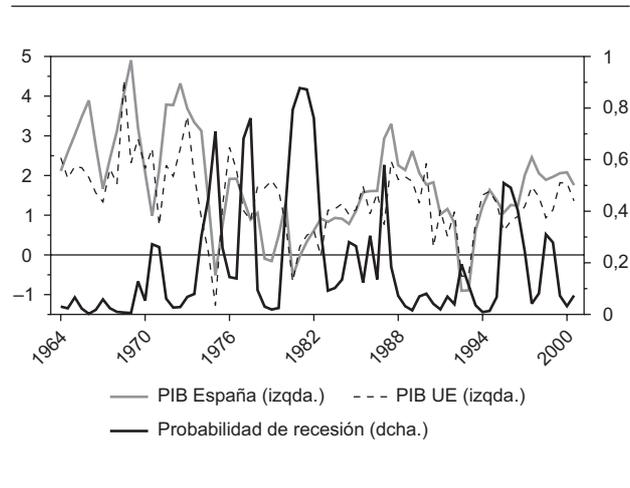


GRÁFICO 3

PROBABILIDADES DE RECESIÓN Y CRECIMIENTO DEL PIB



5. Conclusiones

En este trabajo se examina si el ciclo económico tiene efecto sobre la velocidad de convergencia o *catching-up* para la economía española.

En primer lugar, se contrasta la hipótesis de convergencia estocástica para la UE-15 empleando datos semianuales para el período 1963:1-2000:1, encontrándose evidencia a favor de esta hipótesis para el caso español. Una vez contrastada la hipótesis de convergencia estocástica, se analiza si la hipótesis de convergencia real puede depender de la fase/estado del ciclo económico en la que se encuentra la economía a través de dos enfoques: lineal y no lineal. Los resultados derivados muestran que España, cuya renta per cápita está por debajo de la comunitaria, muestra una velocidad de convergencia mayor en fases de recesión que en fases de expansión.

No obstante, la investigación sobre este tema debería ampliarse. En nuestra aproximación se emplea un enfoque en dos etapas y este tipo de enfoque es ampliamente criticado. Se podría emplear una extensión del modelo Markov-switching con corrección de equilibrio introducido por Krolzig (1997) (MS-VECM) para contrastar las principales implicaciones de este trabajo permitiendo la posibilidad de la convergencia gradual.

Referencias bibliográficas

- [1] BARRO, R. (1991): «Economic Growth in a Cross-Section of Countries», *Quarterly Journal of Economics*, 106 páginas 407-445.
- [2] BARRO, R. y SALA I MARTIN, X. (1991): «Convergence Across States and Regions», *Brookings Papers on Economic Activity*, volumen 1, págs. 107-182.
- [3] BARRO, R. y SALA I MARTIN, X. (1992): «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100(2), páginas 223-251.
- [4] BERNARD, A. B. y DURLAUF, S. (1995): «Convergence in International Output», *Journal of Applied Econometrics*, 10(2), págs. 97-108.
- [5] CAMARERO, M., ESTEVE, V. y TAMARIT, C. (1995): «Medición de la convergencia en tasas de inflación: España versus Alemania y el SME», *Papeles de Economía Española*, 63, páginas 62-74.
- [6] CARLINO, G. A. y MILLS, L. O. (1993): «Are US Regional Incomes Converging?: A Time Series Analysis», *Journal of Monetary Economics*, 32 (2), páginas 335-346.
- [7] CUÑADO, J.: *¿Convergencia real o acercamiento cíclico: España y la Unión Europea*, Documento de trabajo de Estudios de Economía y Finanzas FEDEA 555.
- [8] DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1979): «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, 74, páginas 427-43.
- [9] ELLIOTT, G., ROTHENBERG T. J. y STOCK, J. (1996): «Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root», *Econometrica*, 64, páginas 813-836.
- [10] ESTEVE, V. y PALLARDO, V. (1996): *Convergencia real en la Unión Europea: un análisis de series temporales*, Documento de trabajo 96-23, FEDEA.
- [11] EVANS, P. y KARRAS, G. (1996): «Convergence Revisited», *Journal of Monetary Economics*, 37, páginas 245-248.
- [12] FATÁS, A. (2000a): «Endogenous Growth and Stochastic Trends», *Journal of Monetary Economics*, 45, páginas 107-128.
- [13] FATÁS, A. (2000b): «Do Business Cycles Cast Long Shadows? Short-Run Persistence and Economic Growth», *Journal of Economic Growth*, 5, páginas 147-162.
- [14] HAMILTON, J. (1991): *Time Series Analysis*, Princeton University Press, New Jersey.
- [15] HAMILTON, J. y RAJ, B. (2002): *Advances in Markov-Switching Models*, Applications in Business Cycle Research and Finance.
- [16] ISLAM, N. (1995): «Growth Empirics: A Panel Data Approach», *Quarterly Journal of Economics*, 110, páginas 1127-1170.
- [17] KING, R. G., PLOSSER, C. y REBELO, S. (1988): «Production, Growth and Business Cycles II. New Directions», *Journal of Monetary Economics*, 21, May, págs. 309-341.
- [18] KING, R. G. y REBELO, S. (1986): «Business Cycles with Endogenous Growth», Mimeo.
- [19] KYLAND, F. E. y PRESCOTT, E. C. (1982): «Time to Build and Aggregate Fluctuations», *Econometrica*, 50, páginas 1345-1370.
- [20] KROLZIG, H.-M. (1997): *Markov Switching Vector Autorregresiones. Modelling Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*, Berlin, Springer.
- [21] KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS C. B., SCHMIDT, P. y SHIN, Y. (1992): «Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root», *Journal of Econometrics*, 54, páginas 159-178.
- [22] LOBATO, I. y ROBINSON, P. (1998): «A Nonparametric Test for I(0)», *Review of Economic Studies*, 65, páginas 475-495.
- [23] LONG, J. y PLOSSER, C. (1983): «Real Business Cycles», *Journal of Political Economy*, 91 (1), páginas 39-69.
- [24] LUCAS, R. E. (1972): «Expectations and the Neutrality of Money», *Journal of Economic Theory*, 4(2), páginas 103-24.

- [25] MALIAR, L. y MALIAR, S. (2003): «Endogenous Growth and Endogenous Business Cycles», *Working Paper*, IVIE, WP-AD-2003-14.
- [26] MANKIW, N., ROMER, D. y WEIL, D. (1992): «A Contribution to the Empirics of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics*, 107, páginas. 503-530.
- [27] MARÍA-DOLORES, R. y SANCHO PORTERO, I. (2003): «On Asymmetric Business Cycle Effects on Convergence Rates: Some European Evidence», *INFER Annual Conference Volume 2003*.
- [28] OXLEY, L. y GREASLEY, D. (1995): «A Time Series Perspective on Convergence: Australia, UK and USA since 1870», *The Economic Record*, 71, 214, páginas 259-270.
- [29] PALLARDO, V. J. y ESTEVE, V. (1997): «Convergencia real en la Unión Europea», *Revista de Economía Aplicada*, 5, páginas 427-443.
- [30] PRESCOTT, E. (1986): «Theory Ahead of Business Cycle Measurement», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25.
- [31] QUAH, D. (1994): «Exploiting Cross Section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data», *Economic Letters*, 44(1), páginas 9-19.
- [32] QUAH, D. (1996): «Convergence Empirics Across Countries with (Some) Capital Mobility», *Journal of Economic Growth*, 1(1), páginas 95-124.
- [33] QUAH, D. (1997): «Regional Cohesion from Local Isolated Actions: II. Conditioning», *CEPR Occasional Paper no. 378*. LSE.
- [34] REBELO, S. (1991): «Long-Run Policy Analysis and Long Run Growth», *Journal of Political Economy*, 99, páginas 500-521.
- [35] SOLOW, R. T. (1956): «A Contribution to the Theory of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics*, 70, págs. 65-94.
- [36] STADLER, G. W. (1990): «Business Cycle Models with Endogenous Technology», *American Economic Review*, 80(4), páginas 763-778.
- [37] STADLER, G. W. (1986): «Real Versus Monetary Business Cycle Theory and the Statistical Characteristics of output Fluctuations», *Economic Letters*, 22.
- [38] SWAN, T. (1956): «Economic Growth and Capital Accumulation», *Economic Record*, XXXII, páginas 334-361.
- [39] TAYLOR, J. (1980): «Aggregate Dynamics and Staggered Contracts», *Journal of Political Economy*, 88, páginas 1-24.

IX PREMIO CÍRCULO DE EMPRESARIOS 2003

Entidad Convocante
CÍRCULO DE EMPRESARIOS

Patrocinio
D. Javier Monzón, Presidente de
INDRA

OBJETO DE LA CONVOCATORIA

***TECNOLOGÍAS DE LA INFORMACIÓN Y CRECIMIENTO ECONÓMICO:
EL PAPEL DE LA EMPRESA***

Dotación Económica
30.000 euros

Extensión de los trabajos a presentar
Mínima de 30 folios y máxima de 100 folios, tipo de letra Courier 10
o similar, en original y 5 copias, debidamente encuadernadas

Plazo de presentación de los trabajos
Antes del 16 de abril de 2004

Fallo del Premio
Antes del 7 de junio de 2004

Bases completas del Premio
Solicitarlas o recoger en:

CÍRCULO DE EMPRESARIOS

Serrano, 1 - 4.ª planta
28001 MADRID

Tel. 91 578 14 72 - Fax 91 577 48 71 y 91 435 81 58

Página web: www.circulodeempresarios.org

E-mail: asociacion@circulodeempresarios.org