Revista de Economía Aplicada E A *Número 14 (vol. V), 1997, págs. 25 a 49*

CONVERGENCIA REAL EN LA UNIÓN EUROPEA*

VICENTE J. PALLARDÓ
Universitat de València
VICENTE ESTEVE
Universitat de València e Instituto de Economía Internacional

El análisis de la existencia de convergencia en términos reales entre los distintos espacios económicos ha suscitado un intenso debate entre los macroeconomistas. La metodología basada en un análisis de corte transversal, la más extendida en este campo de estudio, ha proporcionado apoyo a la hipótesis de convergencia, normalmente condicionando al estado estacionario de cada economía. Sin embargo, las críticas a este enfoque han potenciado el uso de metodologías alternativas.

En nuestro trabajo, se procede al análisis de las series temporales del producto real *per capita* de los países de la Unión Europea, examinando la presencia o no de relaciones de largo plazo entre las mismas, mediante técnicas de cointegración. Posteriormente, para superar la seria restricción que supone considerar una misma tendencia para toda la serie, se introduce modelos alternativos capaces de captar la existencia de cambios estructurales y detectar endógenamente el posible punto en el que se producen.

Palabras clave: *catching up*, cointegración, convergencia, producto *per capita*, raíces unitarias.

El modelo de crecimiento neoclásico, formulado originariamente por Solow (1956) ha sido elemento esencial en la consideración que la Macroeconomía ha tenido en las últimas décadas de las interrelaciones a largo plazo existentes entre economías. Tanto en su desarrollo inicial como en las extensiones realizadas para incorporar el capital humano, el modelo neoclásico predice un proceso de convergencia, con cada país moviéndose hacia su propio estado estacionario y creciendo más rápidamente cuanto más atrasadas fueran las condiciones iniciales, por cuanto los rendimientos decrecientes del capital llevarían a éste a desplazarse a las zonas más pobres (y con menor volumen inicial del mismo) para sostener su rentabilidad. Suponiendo que todos los países tienen acceso a la misma tecno-

(*) Los autores agradecen profundamente las reflexiones recibidas de Javier Andrés sobre crecimiento y convergencia económicos, así como las sugerencias realizadas por dos evaluadores anónimos. Cualquier posible error debe atribuirse exclusivamente a los autores. Vicente J. Pallardó agradece la financiación proporcionada por la Beca de Formación de Personal Investigador de la Generalitat Valenciana. Vicente Esteve agradece la financiación proporcionada por el proyecto del Plan Nacional de I+D, PB 94-0955-CO2-01. Parte del trabajo se realizó durante una estancia investigadora de Vicente Esteve en FEDEA.

logía (y comparten la misma), las diferencias en el estado estacionario dependerían únicamente de parámetros profundos de cada economía, tales como el porcentaje del *output* dedicado a la acumulación de capital y la tasa de crecimiento de la población.

En contraste con lo expuesto, los modelos de crecimiento endógeno, que presentan supuestos distintos en relación a aspectos tales como la naturaleza del progreso técnico, la forma de la función de producción o la movilidad de factores y mercancías, conducen a implicaciones muy diferentes en relación a la convergencia. En estos modelos, de hecho, los *shocks* tecnológicos pueden generar efectos permanentes e impedir el acercamiento de las economías; en idéntico sentido, la inversión en capital físico y humano sería capaz de evitar la aparición de rendimientos decrecientes del capital y podría provocar la persistencia del liderazgo detentado por las naciones más desarrolladas.

Las alternativas que definen los dos tipos de modelos de crecimiento apuntados, han conducido a que los estudios de convergencia, además de su valor intrínseco, aparezcan como una implicación, contrastable a partir de la evidencia empírica, de los modelos de crecimiento. Un resultado favorable a la convergencia respaldaría la idoneidad de la perspectiva neoclásica, mientras que la ausencia de aquélla supondría el rechazo de los modelos tipo Solow en favor de los de crecimiento endógeno.

El análisis teórico (y, paralelamente, el empírico) de la convergencia estuvo dominado inicialmente por el estudio de la correlación de corte transversal entre los niveles de renta *per capita* de partida y las tasas de crecimiento subsecuentes, para un grupo de países. Una correlación negativa es tomada como evidencia de convergencia por cuanto ello implica que, en promedio, los países con menores rentas *per capita* iniciales están creciendo más rápidamente que aquéllos con niveles más altos, lo que se conoce en la literatura como β-convergencia.

El concepto de β-convergencia se complementa con el de σ-convergencia, a través del cual se mide el nivel de dispersión de la renta entre economías. Una reducción del valor de σ se interpreta como indicativo de la corrección de la distancia existente entre las economías. Ambos conceptos son, por tanto, diferentes y ha sido demostrado que la β-convergencia es condición necesaria pero no suficiente de σ-convergencia.

Esta convergencia absoluta (que fue rechazada, con carácter casi unánime, por los primeros trabajos empíricos sobre el tema[1]), en realidad no se corresponde a la predicción del modelo neoclásico salvo bajo circunstancias muy particulares. En efecto, éste sostiene que la tasa de crecimiento de una economía está inversamente relacionada con la distancia que la separa de su particular estado estacionario, lo que supone que el mayor crecimiento de las economías pobres respecto a las ricas queda supeditado a que todos los territorios detenten el mismo estado estacionario. Esta limitación llevó al desarrollo del concepto de convergencia condicionada o relativa. En función del mismo, se podría afirmar la existencia de convergencia si la relación negativa entre nivel inicial de renta y tasa de crecimiento posterior se obtenía tras condicionar al estado estacionario[2].

La mejora teórica que supuso el surgimiento del concepto de convergencia condicionada no sólo permitía conciliar con mayor propiedad el modelo de crecimiento

(1) La excepción más significativa se encuentra en Baumol (1986), cuyo trabajo fue consistentemente criticado por De Long (1988).

(2) Sala-i-Martín (1994, pág. 149) demuestra la incidencia de la mala especificación que supone la ecuación de convergencia absoluta cuando procede condicionar al estado estacionario.

neoclásico con el análisis de convergencia mediante la regresión con datos de corte transversal, sino que encontró un respaldo unánime y regular (en cuanto a una velocidad de convergencia estimada alrededor del 2%) en los estudios empíricos. En esta línea, encontramos los trabajos de Barro (1991) o de Mankiw, Romer y Weil (1992), a escala internacional, mientras en un ámbito intranacional conclusiones similares se ofrecen, por ejemplo, en los estudios de Barro y Sala-i-Martín (1992) para 48 estados de los Estados Unidos o de Lefebvre (1994) y Coulombe y Lee (1995) para las regiones canadienses[3]. Para la economía española, la presencia de β-convergencia como de σ-convergencia es respaldada por los estudios de Dolado *et al.* (1994), con datos provinciales, y de Mas *et al.* (1994), con datos de Comunidades Autónomas.

Sin embargo, esta metodología comenzó a rebatirse fundadamente a partir de principios de los noventa, en especial por el trabajo de Quah (1993a, 1993b)[4]. Las principales debilidades del citado análisis se relacionan con su consideración de una especie de "economía representativa", al utilizar conjuntamente datos de distintos territorios, con el hecho de recoger el componente permanente de la renta de cada economía con una tendencia determinística lineal, con su pretensión de explicar el comportamiento de la distribución de corte transversal mediante el uso de únicamente dos estadísticos (β y σ) y por estar sometido a la denominada falacia de Galton, por la cual la presencia de una relación negativa entre el nivel de renta inicial y su tasa de crecimiento es perfectamente compatible con la ausencia de convergencia (sea ésta condicionada o absoluta), lo cual puede eliminar de raíz la validez de las conclusiones alcanzadas con el análisis convencional.

Al objeto de superar estas significativas limitaciones se han desarrollado metodologías alternativas, entre ellas el análisis basado en el estudio de series temporales. La noción de convergencia asociada a esta metodología implica que la convergencia entre dos economías tiene lugar cuando la relación existente entre las series de renta de las mismas es estacionaria y las diferencias entre el líder y los países que parten de un nivel inferior tienen carácter transitorio. Recientemente, han sido establecidos en este contexto dos estratos distintos de convergencia; por una parte, el concepto de *catching up*, que se relaciona con la tendencia a la disminución, con el transcurso del tiempo, de la brecha existente entre las series consideradas, pero con la persistencia de distintos estados estacionarios. La condición suficiente para que se produzca el *catching up* es la existencia de cointegración estocástica. Por contra, el concepto de convergencia a largo plazo supone la desaparición con el tiempo de las diferencias de renta y, por tanto, representa una versión más estricta de convergencia. La condición suficiente en este segundo caso reside en la existencia de cointegración no sólo estocástica sino también determinística[5].

El planteamiento teórico y metodológico inherente al estudio de la convergencia a través de las series temporales presenta sensibles ventajas sobre el convencional de

(3) En Sala-i-Martín (1994) se sintetizan los resultados de otros estudios que recogen evidencia intranacional para países europeos y Japón, que no difieren de los aquí comentados.

(4) En estos trabajos, Danny Quah ofrece una visión precisa y esclarecedora sobre los problemas que presenta este tipo de análisis, en particular sobre la falacia de Galton. Otras reflexiones críticas de interés pueden encontrarse en Friedman (1992), Andrés y Lamo (1995), Andrés *et al.* (1995), Oxley y Greasley (1995) y Bernard y Durlauf (1996).

(5) Una reflexión sistemática sobre este punto aparece en el núcleo del estudio. En cualquier caso, la lectura de Park (1992) permite conocer los conceptos de cointegración estocástica y determinística.

corte transversal. En primer lugar, supera buena parte de los inconvenientes asociados a éste, particularmente los relativos a la utilización de una "economía representativa" y a la falacia de Galton. Relacionada con esa mejora se encuentra la posibilidad que ofrece el método de series temporales de realizar un análisis singularizado de la capacidad de cada una de las economías escrutadas para converger con el líder establecido.

No obstante, el análisis de series temporales también presenta ciertas limitaciones, asociadas, por una parte, a la restricción que supone imponer al modelo el seguir una misma tendencia a lo largo del extenso período temporal que requiere este tipo de estudio. Precisamente, uno de los objetivos de esta investigación consiste en superar esta limitación sin abandonar el fundamento teórico de convergencia que conlleva el análisis de series temporales. Por otra parte, este enfoque implica una particular, y en cierta medida *ad hoc*, definición de convergencia (ya descrita anteriormente) y contrasta si se verifica esa concepción, pero no puede utilizarse para discernir sobre la validez o no de los modelos de crecimiento alternativos propuestos por la literatura. Los trabajos empíricos desarrollados a partir de este enfoque para series de diferentes países ha rechazado la existencia de convergencia a largo plazo [ver los trabajos de Bernard y Durlauf (1995), Cellini (1995) o Fuss (1995)][6]. En el ámbito intranacional, los estudios encuadrados en esta metodología [ver Lefevbre (1994), para Canadá, o Carlino y Mills (1993 y 1994), para los Estados Unidos] han generado resultados algo más favorables a los requerimientos de convergencia.

La posibilidad de recoger cambios estructurales existentes en las series utilizadas en esta metodología es la innovación básica incorporada por Oxley y Greasley (1995). Esta perspectiva ofrece resultados significativos para las series de renta *per capita* de Australia, el Reino Unido y los Estados Unidos entre 1870 y 1992. Los autores detectan la presencia de convergencia en el largo plazo (cointegración determinística) para Reino Unido y Australia, así como de cointegración estocástica (y, por tanto, un proceso de *catching up*) para los otros dos pares.

Finalmente, resulta necesario señalar la propuesta de síntesis y superación de las estrategias anteriores realizada por Quah (1993a, 1993b, 1996a, 1996b), consistente en analizar la evolución en cada momento del tiempo de la distribución de corte transversal, y que no realiza suposición alguna sobre la naturaleza del proceso de convergencia. Esta alternativa, conocida como *campos aleatorios* en Teoría de la Probabilidad[7], es desarrollada como la tercera vía para tratar de determinar la existencia o no (y, en su caso, los factores que pudieran generarla) de convergencia entre las economías más avanzadas y las menos desarrolladas. Los estudios realizados siguiendo esta metodología presentan conclusiones nada favorables para el supuesto de convergencia [ver Quah (1993a y 1996c), y Andrés y Lamo (1995)]. De hecho, procesos de evolución temporal de la renta de las economías absolutamente opuestos a la convergencia (tales como la estratificación o la polarización) son detectados en estos estudios.

(6) Esta disparidad con los resultados de corte transversal no es sorprendente, dado el distinto concepto de convergencia y los requerimientos de cada uno. Bernard y Durlauf (1996, págs. 169-171) explican nítidamente este hecho.

(7) Ver en los propios artículos señalados de Quah o en Andrés y Lamo (1995) una presentación formal de esta metodología.

1. Convergencia en términos reales en la Unión Europea

1.1. Introducción

El objetivo del presente trabajo consiste en estudiar la existencia o no de convergencia económica entre el conjunto de países que configuran la Unión Europea-15 con excepción de Luxemburgo. Para ello se va a utilizar un enfoque de series temporales, realizando inicialmente un estudio basado en las técnicas de raíces unitarias y cointegración habitualmente usadas en la literatura sobre la convergencia, para reproducir con posterioridad el análisis mediante la aplicación de modelos y test que admitan la posibilidad de hallar cambios estructurales en la tendencia de las series, al objeto de superar la principal crítica que reciben los test de raíces unitarias.

Por lo que hace referencia a los datos utilizados en el trabajo, corresponden a las series de producto interior bruto real *per capita* (a precios internacionales de 1985) ofrecidas por A.Heston y R.Summers en *The Penn World Tables*, versión 5.6. El período que abarca el estudio corresponde a la máxima amplitud temporal que ofrecen Heston y Summers, es decir, entre 1950 y 1992.

El estudio de las relaciones en el largo plazo de las series elegidas requiere el análisis previo sobre la coincidencia o no de las mismas en su orden de integrabilidad. Este paso se ha realizado mediante el test propuesto por Phillips y Perron (1988). Sin embargo, las limitaciones que respecto a este tipo de prueba ha destacado la literatura, han llevado a contrastar los resultados con la sugerente alternativa proporcionada por Kwiatkowski *et al.* (1992), considerando la hipótesis nula de estacionariedad en lugar de la de raíz unitaria como en los test del tipo Dickey-Fuller. En el cuadro 1, se muestran los resultados obtenidos.

Como puede comprobarse, los resultados procedentes del test de Phillips-Perron, son análogos a los establecidos por la literatura en la práctica totalidad de los casos, aceptándose la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria para las series de PIB, a la vez que se afirma la estacionariedad de tales series en primeras diferencias al rechazar la hipótesis nula de existencia de dos raíces unitarias. Únicamente el PIB de Alemania aparece como estacionario en niveles, si bien el test de Kwiatkowski *et al.* rechaza esta particularidad y nos indica que la serie es I(1), a la vez que refrenda este resultado para el resto de los casos[8]. Por tanto, es potencialmente factible hallar cointegración para cualquier par de series considerado.

1.2. Análisis de cointegración

La utilización del enfoque de series temporales en nuestro estudio requiere la selección de la economía que detenta la posición de cabeza entre las seleccionadas, para realizar a continuación un análisis del tipo de relación que mantienen el resto de los territorios con el líder. Entre las naciones integrantes de la Unión Europea, se usa, en primer lugar, como país de referencia a Suecia, siguiendo el patrón tradicional de asignar esa condición al país que, en el comienzo del período estudiado y durante gran parte del mismo, ostentaba el nivel más alto de renta real *per capita* (en la mayor parte de los

(8) Esta prueba alternativa está precisamente indicada para muestras relativamente pequeñas (en este caso, T=43) y cuando la hipótesis de raíz unitaria se enfrenta a la alternativa de persistencia (en este caso, $\alpha = 0{,}95$).

Cuadro 1: RESULTADOS DE LOS TESTS DE RAÍCES UNITARIAS

Variables	Test de Phillips-Perron		Test de Kwiatkowski *et al.*	
	Niveles	1.as diferencias	Niveles η_μ	Niveles η_τ
PIB/C. Alemania	-5,074 * (c)	–	2,118 *	0,492 *
PIB/C. Austria	-3,461 (c)	-5,322 * (c)	2,165 *	0,530 *
PIB/C. Bélgica	-1,038 (c)	-5,409 * (c)	2,208 *	0,398 *
PIB/C. Dinamarca	-1,148 (c)	-6,347 * (c)	2,153 *	0,459 *
PIB/C. España	-2,797 (c)	-5,624 * (c)	2,113 *	0,512 *
PIB/C. Finlandia	-2,076 (c)	-4,306 * (c)	2,196 *	0,353 *
PIB/C. Francia	-3,298 (c)	-3,950 * (c)	2,175 *	0,536 *
PIB/C. Grecia	-2,535 (c)	-4,971 * (c)	2,149 *	0,507*
PIB/C. Irlanda	0,373 (c)	-4,606 * (c)	2,220 *	0,176 #
PIB/C. Italia	-2,590 (c)	-5,186 * (c)	2,180 *	0,541 *
PIB/C. Países Bajos	-1,523 (c)	-4,732 * (c)	2,151 *	0,485 *
PIB/C. Portugal	-0,486 (c)	-4,447 * (c)	2,191 *	0,296 *
PIB/C. Reino Unido	-3,347 (t)	-5,030 * (c)	2,197 *	0,203 #
PIB/C. Suecia	-2,853 (c)	-2,144 # (s)	2,149 *	0,517 *

Notas:

Test de Phillips-Perron:

1. El test de Phillips-Perron se ha calculado utilizando el estimador de la varianza a largo plazo propuesto en Andrews (1991) y Andrews y Monahan (1992). Los valores críticos son tomados de Fuller (1976), para n= 50.

2. *Valores críticos*:

(t) Modelo con constante y tendencia...1%: -4,15; 5%: -3,50
(c) Modelo con constante...1%: -3,58; 5%: -2,93
(s) Modelo sin tendencia ni constante...1%: -2,62; 5%: -1,95

Test de Kwiatkowski et al.:

I. La varianza a largo plazo se ha estimado utilizando el procedimiento propuesto en Newey y West (1987). Los valores críticos provienen de Kwiatkowski *et al.* (1992).

II. η_μ ...regresión con constante y sin tendencia.
η_τ ...regresión con constante y con tendencia.

III. *Valores críticos*: η_μ ...1%: 0,739; 5%: 0,463; 10%: 0,347.
η_τ ...1%: 0,216; 5%: 0,146; 10%: 0,119.

Los signos * y # representan un nivel de significatividad del 1% y el 5%, respectivamente.

trabajos a escala internacional, ese papel lo desempeñan los Estados Unidos). En segundo lugar, se procede a la repetición del análisis con Alemania (la serie histórica corresponde al Estado que, previamente a la culminación del proceso de reunificación germana en 1990, era conocido como República Federal Alemana), en atención a la importancia central de ese país desde la creación de la Comunidad Europea en el ámbito económico (entre otros), hasta el punto de acceder a la condición de economía que genera un efecto de arrastre más relevante sobre el conjunto del área.

En el contexto de la metodología del presente estudio, resulta fundamental establecer la diferencia entre dos estratos de convergencia (conocidos en la literatura como *catching up* y convergencia a largo plazo, de menor a mayor exigencia), directamente relacionados con dos esquemas de cointegración distintos (estocástica y determinística, respectivamente)[9]. En particular, se entiende que dos economías convergen en términos de *catching up* entre t y t+T si se espera que la diferencia en la renta (producción) *per capita* entre ambas se estreche a lo largo del tiempo; formalmente, con $y_{i,t} > y_{j,t}$, el *catching up* tiene lugar si:

$$E(y_{it+T} - y_{jt+T} / \xi_t) < y_{it} - y_{jt} \qquad [1]$$

donde y_{it} es el (log) *output per capita* de la economía i-ésima en el momento t y ξ_t expresa toda la información disponible en el momento t.

Este concepto de convergencia implica la ausencia de raíz unitaria en la diferencia entre y_i e y_j, pero relaciona las economías fuera del equilibrio de largo plazo sobre un intervalo fijo de tiempo (es decir, no se produciría una igualdad de los niveles de renta en el estado estacionario), pero aceptando que son suficientemente similares como para hacer no triviales los test de cointegración. La presencia de una tendencia estocástica rompería la condición de estacionariedad; por contra, la existencia de una tendencia determinística es compatible con un proceso de *catching up*, de donde se establece que es condición suficiente para que se produzca tal proceso la existencia de cointegración estocástica entre y_i e y_j (por tanto, la ausencia de tendencia estocástica en la regresión)[10].

La convergencia a largo plazo supone un concepto más estricto y exigente de convergencia. Formalmente, y de manera equivalente a la que utilizábamos en [1] para el *catching up*, se puede presentar este concepto como:

$$lim_{k\to\infty} E(y_{it+k} - y_{jt+k} / \xi_t) = 0 \qquad [2]$$

Por tanto, se espera que los niveles de renta en ambas economías se igualen en un determinado momento del tiempo, precisamente el que corresponde al equilibrio de estado estacionario de largo plazo (esta definición no se cumple si los efectos de un *shock* sobre las diferencias en la renta persisten en el tiempo). En este caso, a la condición de ausencia de raíz unitaria en la diferencia entre y_i e y_j, se suma la de no existencia de una tendencia temporal en el proceso determinístico, en cuyo caso la convergencia se ha completado. Es decir, la condición suficiente de convergencia a largo plazo es que entre las series se produzca cointegración tanto estocástica como determinística, lo cual revela que el proceso de aproximación entre las economías se ha completado y éstas se igualan en su equilibrio de largo plazo.

(9) Ver las exposiciones de Oxley y Greasley (1995) y Bernard y Durlauf (1996) sobre esta cuestión para profundizar en las explicaciones que presentamos en las siguientes líneas.

(10) El concepto de *catching up* que se ha incorporado al presente estudio implica una visión simplificada del modelo de crecimiento de Solow. Al suponer la existencia de *catching up* cuando se produce convergencia estocástica, se considera que la diferencia entre los niveles de *output per capita* en el estado estacionario es exclusivamente función del tiempo, lo cual se verifica únicamente en un modelo de crecimiento determinístico. Realmente, en un modelo desarrollado, esa diferencia entre los estados estacionarios es función no sólo del tiempo sino también de elementos estocásticos; en este contexto, la existencia de tendencias estocásticas en los estados estacionarios es completamente factible.

Para la realización del análisis de cointegración se ha utilizado el método de mínimos cuadrados ordinarios, como se presenta en Engle y Granger (1987). Sobre los residuos de la regresión se han aplicado los tests de raíces unitarias cuyos resultados aparecen en el cuadro 2.

En este estadio inicial de nuestro trabajo, es fácil comprobar que el rechazo a la hipótesis de convergencia, tanto en su versión débil de *catching up* como en la de largo plazo, es generalizado, lo cual reproduciría la conclusión que, con carácter general, ofrecen el conjunto de estudios que con metodología de series temporales abordan la cuestión de la convergencia. Únicamente encontramos dos excepciones a este balance global. Por un lado, la presencia de cointegración estocástica en el par Suecia-Italia (si bien la hipótesis nula que la niega sólo se rechaza con una significatividad del 10%); por otro, y como única relación de las propuestas en la que los tests ofrecen con carácter general una respuesta positiva a la convergencia, la evolución de las series de producto real *per capita* de Suecia y Dinamarca presenta tanto cointegración estocástica como determinística. La existencia de convergencia se constata también en la última columna del cuadro 2 al aceptarse la ausencia de raíz unitaria en una regresión del tipo:

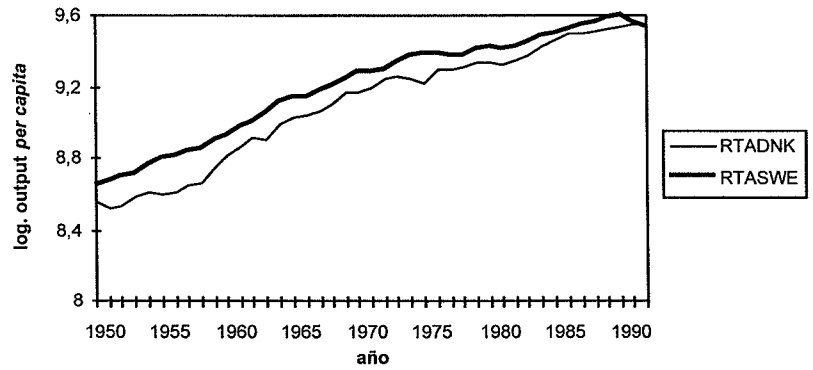
$$y_t^{swe} - y_t^{dnk} = \varepsilon_t \qquad [3]$$

en la que, a partir de la regresión completa para el análisis que estamos realizando, es decir,

$$y_t^{swe} = \alpha + \delta t + \beta\, y_t^{dnk} + \varepsilon_t \qquad [4]$$

introducimos los valores δ=0 (dado que hemos establecido la existencia de cointegración determinística) junto a α=0 y β=1, como requiere un proceso en el que las series de producto *per capita* han alcanzado una total convergencia, circunstancia que puede apreciarse en el gráfico 1.

Gráfico 1: SERIES DE *OUTPUT PER CAPITA* DE SUECIA Y DINAMARCA



Cuadro 2: RESULTADOS DE LOS TESTS DE COINTEGRACIÓN

Relación analizada (Series: Log. Producto Interior Bruto *per capita*)	Test de Phillips-Ouliaris: Ho: 1 raíz unit. (no coint. est.) regr. con tend.	Test de Phillips-Ouliaris: Ho: 1 raíz unit. (no coint. det.) regr. sin tend.	Test de Kwiatkowski *et al.*: Ho: estación. (convergenc.) η_μ	Test de Kwiatkowski *et al.*: Ho: estación. (convergenc.) η_τ
Suecia-Alemania	-8,90	-11,87	1,745 *	0,240 *
Suecia-Austria	-11,88	-12,24	2,101 *	0,265 *
Suecia-Bélgica	-3,51	-4,87	1,799 *	0,244 *
Suecia-Dinamarca	-24,59 #	-26,82 *	1,635 *	0,050
Suecia-España	-14,89	-13,32	1,976 *	0,424 *
Suecia-Finlandia	-9,38	-8,78	2,106 *	0,153 #
Suecia-Francia	-12,58	-13,12	2,099 *	0,272 *
Suecia-Grecia	-8,82	-8,06	2,072 *	0,412 *
Suecia-Irlanda	-0,39	-3,87	1,714 *	0,327 *
Suecia-Italia	-18,90 &	-13,28	2,179 *	0,275 *
Suecia-Países Bajos	-9,77	-12,33	1,567 *	0,185 #
Suecia-Portugal	-0,76	-4,91	2,100 *	0,123 &
Suecia-Reino Unido	-2,40	-3,78	0,794 *	0,499 *
Alemania-Austria	-15,78	-14,95	1,722 *	0,170 #
Alemania-Bélgica	-7,09	-8,15	0,483 #	0,319 *
Alemania-Dinamarca	-13,12	-14,77	1,167 *	0,208 *
Alemania-España	-9,32	-8,80	1,336 *	0,238 *
Alemania-Finlandia	-8,15	-8,64	0,520 #	0,266 *
Alemania-Francia	-9,23	-9,38	1,198 *	0,216 *
Alemania-Grecia	-9,22	-8,13	1,708 *	0,290 *
Alemania-Irlanda	-4,63	-6,91	0,474 #	0,377 *
Alemania-Italia	-12,43	-11,60	1,741 *	0,163 #
Alemania-Países Bajos	-11,64	-12,60	1,008 *	0,231 *
Alemania-Portugal	-5,33	-6,98	1,778 *	0,199 #
Alemania-Reino Unido	-5,38	-6,86	1,616 *	0,459 *

Notas:

Test de Phillips-Ouliaris:

I. Los valores críticos proceden de Phillips y Ouliaris (1990) para la regresión con tendencia y de Haug (1992) para la regresión sin tendencia.

II. *Valores críticos* para t_α, con n=50.
Cointegración estocástica: 1%...-29,5; 5%...-21,8; 10%... -18,3
Cointegración determinística: 1%... -23,85; 5%...-18,39; 10%... -15,51

Test de Kwiatkowski et al.:

I. La varianza a largo plazo se ha estimado utilizando el procedimiento propuesto en Newey y West (1987). Los valores críticos provienen de Kwiatkowski *et al.* (1992).

II. η_μ ...regresión con constante y sin tendencia; η_τ ...regresión con constante y con tendencia.

III. *Valores críticos*: η_μ ...1%: 0,739; 5%: 0,463; 10%: 0,119; η_τ ...1%: 0,216; 5%: 0,146; 10%: 0,119.

Los signos *, # y & representan un nivel de significatividad del 1%, el 5% y el 10%, respectivamente.

Para el resto de los pares posibles, esta última prueba conduce al rechazo de la hipótesis nula de estacionariedad.

Por tanto, sólo entre Suecia y Dinamarca se puede aceptar la existencia de convergencia, precisamente dos economías que ya partían de niveles muy similares de *output per capita* en el comienzo del período temporal que abarca nuestro estudio, a lo que debe añadirse que entre ambas naciones existen numerosos lazos históricos de toda índole.

Sin embargo, estos resultados rotundamente contrarios a admitir la hipótesis de convergencia incluso en el contexto relativamente homogéneo de un grupo de países desarrollados con importantísimas relaciones económicas entre ellos, podrían estar conectados con una limitación crucial del análisis tradicional de series temporales: la consideración de una tendencia única, sin cambios estructurales, para cada serie estudiada a lo largo de todo el período temporal que abarca. Precisamente, la literatura ha reseñado [Campbell y Perron (1991), págs. 157-163] que la principal reserva sobre la fiabilidad de los test de raíces unitarias en general y, en consecuencia, respecto a su aplicación en el análisis de convergencia, se refiere a la posibilidad de que la existencia de cambios estructurales en la serie puedan generar una aceptación errónea de la presencia de raíz unitaria en la misma.

1.3. Cambios estructurales en las series

A partir del problema constatado, el objetivo central de nuestro estudio es verificar la presencia, en su caso, de alteraciones significativas en los resultados obtenidos cuando se procede a considerar la opción de que las series contengan rupturas. Para ello, se proponen una batería de modelos alternativos que incorporan diversas posibilidades de introducción de esos cambios estructurales. Adicionalmente, y superando los trabajos iniciales en esta línea que predeterminaban el punto de quiebra de la serie, suponemos que éste es desconocido y utilizamos un procedimiento que endogeneiza la búsqueda [de acuerdo a las propuestas de Zivot y Andrews (1992), Vogelsang y Perron (1994), y Perron (1994)][11].

Los modelos que se toman en consideración en nuestro análisis son de dos tipos; por una parte, los *additive outlier models* (AOM), cuya contrastación se realiza en dos etapas y que se corresponden con la presencia de cambios instantáneos en la serie. En forma opuesta, en los denominados *innovational outlier models* (IOM), la estrategia de contraste de raíz unitaria puede realizarse en una sola etapa y detectan cambios en la serie que revisten un carácter gradual. A su vez, el análisis nos permitirá establecer hasta tres diferentes clases de cambios estructurales para cada tipo de modelo, mediante el uso de las correspondientes variables *dummy*: un cambio en el nivel de la serie, un cambio en la tendencia o ambos de forma simultánea[12]. Descendiendo a los casos particulares, podemos concretar los siguientes:

(11) El desarrollo que se presenta a continuación sólo pretende mostrar el significado e implicación de los modelos utilizados. En el apéndice del estudio se realiza la exposición completa de la metodología que sustenta estos modelos.

(12) La significación de las *dummies* introducidas es la siguiente: con D(TB)t se trata de recoger la presencia de un impulso (un año anómalo) en la serie; con DU_t se pretende captar la existencia de un escalón (ruptura en el nivel); por último, el cambio en la tendencia se intenta recoger con DT_t^*. En cada caso, *y* es la variable de interés; $D(TB)_t = 1$ si t = TB, 0 en otro caso; $DU_t = 1$ si t >TB, 0 en otro caso y $DT_t^* =$ t-TB si t >TB, 0 en otro caso, con TB como punto de ruptura.

Cambio en el nivel:

$$y_t = \mu + \gamma DU_t + \beta t + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + e_t \qquad [5]$$

Esta formulación se corresponde con los modelos AOM-I (cambio instantáneo; contrastación en dos etapas) e IOM-I (cambio gradual; contrastación en una etapa).

Cambio en la tendencia:

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DT_t^* + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + e_t \qquad [6]$$

regresión que corresponde al modelo AOM-II, relacionado con un cambio instantáneo en la pendiente de la serie[13].

Cambio en nivel y tendencia:

$$y_t = \mu + \gamma DU_t + \beta t + \theta DT_t^* + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + e_t \qquad [7]$$

quedando esta formulación relacionada con los modelos AOM-III e IOM-III.

La introducción de estos modelos permite, en primer lugar, revisar los resultados iniciales por los cuales se aceptaba que las series originales de producto real *per capita* presentaban en todos los casos una única raíz unitaria. Por contra, al recoger los cambios estructurales que detentan estas series, como muestra el cuadro 3, para Finlandia y el Reino Unido se admite que el PIB es estacionario (no se acepta la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria). Por tanto, estas dos series son I(0) (para Finlandia con un cambio instantáneo en la pendiente de la serie hacia 1971, y para el Reino Unido, con un cambio gradual de nivel hacia 1978), y ya *a priori* se puede descartar que, con la nueva metodología empleada, exista cointegración entre las mismas y las correspondientes a las economías a las que se otorga la condición de líder, para las cuales se reafirma su carácter de series I(1), al igual que para el resto de los países, con las dos excepciones señaladas.

La continuación del estudio sobre la convergencia conduce al análisis del posible ajuste a alguno de los nuevos modelos propuestos de las diferencias de *output* real *per capita* entre el país líder (Suecia, en primer lugar, y Alemania, posteriormente) y cada una de las restantes economías. Los resultados se presentan sistemáticamente en los cuadros 4a y 4b.

Con la utilización de Suecia en la condición de país líder del grupo, las conclusiones no difieren apenas de las proporcionadas por el análisis convencional. De forma general, se acepta la hipótesis de existencia de raíz unitaria y, por tanto, no es posible sostener la presencia de convergencia en ninguna de sus versiones. Tan sólo se halla una excepción a esta evidencia general: para el modelo IOM-III, se aceptaría la estacionariedad de las diferencias de output *per capita* entre Suecia e Italia (como ya obteníamos con las técnicas convencionales). La serie que recoge la evolución de esa diferencia (ver gráfico 2) presenta un cambio gradual en nivel y tendencia en la primera

(13) El modelo IOM-II, que se vincularía con un cambio en la tendencia de la serie de carácter gradual, carece de solución lineal y no ha sido resuelto en la literatura teórica sobre esta metodología.

Cuadro 3: RESULTADOS DE LOS TESTS DE RAÍCES UNITARIAS CON RUPTURAS EN LAS SERIES

Relación analizada (Log. producto int. bruto real *per capita*)	Modelos alternativos para análisis de discontinuidades				
	Modelo AOM-I	Modelo AOM-II	Modelo AOM-III	Modelo IOM-I	Modelo IOM-III
Alemania	-2,217 (1958)	-3,737 (1968)	-4,086 (1965)	-4,013 (1966)	-3,247 (1965)
Austria	-2,108 (1959)	-3,021 (1973)	-3,133 (1968)	-2,581 (1981)	-3,073 (1970)
Bélgica	-3,709 (1970)	-3,390 (1959)	-4,274 (1970)	-3,328 (1956)	-3,436 (1975)
Dinamarca	-3,710 (1957)	-4,301 (1969)	-4,214 (1970)	-3,278 (1957)	-4,274 (1967)
España	-3,045 (1977)	-3,074 (1971)	-3,545 (1967)	-3,541 (1959)	-4,348 (1970)
Finlandia	-3,018 (1983)	-4,681 & (1971)	-6,304 * (1970)	-1,861 (1989)	-4,961 (1970)
Francia	-1,581 (1974)	-4,353 (1974)	-4,243 (1973)	-1,620 (1958)	-4,342 (1974)
Grecia	-1,902 (1960)	-3,474 (1974)	-4,037 (1968)	-1,851 (1961)	-4,080 (1968)
Irlanda	-3,830 (1965)	-3,217 (1975)	-3,486 (1966)	-3,939 (1966)	-3,802 (1966)
Italia	-2,684 (1968)	-4,469 (1971)	-4,626 (1971)	-2,075 (1958)	-4,254 (1971)
Países Bajos	-3,072 (1978)	-4,468 (1974)	-4,667 (1976)	-3,057 (1979)	-4,344 (1971)
Portugal	-4,429 (1978)	-3,784 (1973)	-4,593 (1978)	-4,251 (1979)	4,354 (1968)
Reino Unido	-4,890 & (1978)	-4,134 (1970)	-4,643 (1978)	-5,985 * (1978)	-5,755 # (1978)
Suecia	-2,241 (1984)	-4,379 (1970)	-4,682 (1971)	-2,268 (1987)	-4,402 (1973)

Notas:

1. Los valores críticos han sido obtenidos de los propuestos en Vogelsang y Perron (1994) para los modelos AOM-I y AOM-III, y en Perron (1994a) para los modelos AOM-II, IOM-I e IOM-III.
2. *Valores críticos* para $t_{\hat{\alpha}}$ eligiendo k=k (t-sig):

Modelo	1%	5%	10%
AOM-I	5,71	-5,16	-4,86
AOM-II	5,45	-4,83	-4,48
AOM-III	-6,16	-5,49	-5,18
IOM-I	5,92	-5,23	-4,92
IOM-III	6,32	-5,59	-5,29

3. Todos los modelos contrastan la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria.
4. Entre paréntesis aparece el año que cada modelo ofrece, endógenamente, como punto de discontinuidad de la serie, TB.
5. Los símbolos *, # y & representan una significatividad del 1%, el 5% y el 10%, respectivamente.

Cuadro 4a: RESULTADOS PARA LA HIPÓTESIS DE CONVERGENCIA (ECONOMÍA LÍDER: SUECIA)

Relación analizada (Difer. log producto int. bruto real *per capita*)	Modelos alternativos para análisis de discontinuidades				
	Modelo AOM-I	Modelo AOM-II	Modelo AOM-III	Modelo IOM-I	Modelo IOM-III
Suecia-Alemania	-4,470 (1956)	-3,842 (1957)	-4,061 (1960)	-3,979 (1990)	-3,756 (1989)
Suecia-Austria	-3,656 (1973)	-3,141 (1967)	-3,453 (1971)	-3,338 (1982)	-3,857 (1974)
Suecia-Bélgica	-3,709 (1970)	-3,390 (1959)	-4,274 (1970)	-3,328 (1956)	-3,436 (1975)
Suecia-España	-4,454 (1977)	-2,778 (1964)	-3,625 (1977)	-4,534 (1958)	-4,565 (1958)
Suecia-Finlandia	-3,453 (1972)	-2,415 (1962)	-4,677 (1968)	-4,245 (1972)	-5,311 & (1970)
Suecia-Francia	-4,615 (1980)	-3,752 (1976)	-4,652 (1969)	-4,813 (1981)	-4,788 (1974)
Suecia-Grecia	-2,898 (1981)	-2,848 (1977)	-3,690 (1968)	-2,854 (1981)	-3,634 (1970)
Suecia-Irlanda	-3,585 (1956)	-4,357 (1961)	-4,291 (1958)	-3,289 (1960)	-4,070 (1962)
Suecia-Italia	-4,626 (1982)	-3,681 (1976)	-4,809 (1972)	-4,513 (1982)	-5,324 & (1974)
Suecia-Países Bajos	-3,557 (1967)	-2,971 (1976)	-3,562 (1967)	-3,494 (1980)	-3,303 (1966)
Suecia-Portugal	-4,088 (1974)	-3,495 (1956)	-3,957 (1974)	-3,741 (1968)	-3,838 (1975)
Suecia-Reino Unido	-2,937 (1978)	-4,130 (1970)	-4,068 (1969)	-1,905 (1959)	-2,972 (1976)

Notas:

1. Los valores críticos han sido obtenidos de los propuestos en Vogelsang y Perron (1994) para los modelos AOM-I y AOM-III, y en Perron (1994a) para los modelos AOM-II, IOM-I e IOM-III.
2. *Valores críticos* para $t_{\hat{\alpha}}$ eligiendo k=k (t-sig):

Modelo	1%	5%	10%
AOM-I	5,71	-5,16	-4,86
AOM-II	5,45	-4,83	-4,48
AOM-III	-6,16	-5,49	-5,18
IOM-I	5,92	-5,23	-4,92
IOM-III	6,32	-5,59	-5,29

3. Todos los modelos contrastan la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria. La presencia de *catching-up* o convergencia requiere, por tanto, el rechazo de Ho.
4. Entre paréntesis aparece el año que cada modelo ofrece, endógenamente, como punto de discontinuidad de la serie, TB.
5. Los símbolos *, # y & representan una significatividad del 1%, el 5% y el 10%, respectivamente.

Cuadro 4b: RESULTADOS PARA LA HIPÓTESIS DE CONVERGENCIA (ECONOMÍA LÍDER: ALEMANIA)

Relación analizada (Difer. log producto int. bruto real *per capita*)	Modelos alternativos para análisis de discontinuidades				
	Modelo AOM-I	Modelo AOM-II	Modelo AOM-III	Modelo IOM-I	Modelo IOM-III
Alemania-Austria	-5,172 # (1973)	-3,054 (1956)	-3,627 (1966)	-4,150 (1984)	-5,411 & (1972)
Alemania-Bélgica	-3,234 (1963)	-2,957 (1971)	-3,100 (1968)	-5,808 # (1968)	-4,220 (1989)
Alemania-Dinamarca	-6,254 * (1959)	-4,231 (1964)	-5,130 (1963)	-5,151 & (1962)	-4,880 (1989)
Alemania-España	-3,543 (1963)	-2,364 (1973)	-3,351 (1959)	-3,557 (1958)	-3,597 (1973)
Alemania-Finlandia	-3,779 (1969)	-3,304 (1959)	-3,682 (1962)	-3,937 (1967)	-3,112 (1962)
Alemania-Francia	-4,343 (1963)	-2,758 (1966)	-3,595 (1963)	-4,926 & (1964)	-3,711 (1984)
Alemania-Grecia	-3,677 (1965)	-2,696 (1983)	-2,564 (1965)	-3,576 (1963)	-4,222 (1976)
Alemania-Irlanda	-3,232 (1957)	-3,870 (1960)	-4,869 (1963)	-3,797 (1987)	-3,676 (1988)
Alemania-Italia	-4,307 (1962)	-4,002 (1986)	-4,743 (1958)	-4,952 & (1964)	-4,199 (1965)
Alemania-Países Bajos	-2,631 (1956)	-2,809 (1956)	-2,778 (1962)	-4,962 & (1965)	-3,938 (1976)
Alemania-Portugal	-3,680 (1965)	-2,968 (1974)	-3,880 (1966)	-3,752 (1968)	-3,859 (1981)
Alemania-Reino Unido	-3,172 (1977)	-3,453 (1966)	-3,869 (1965)	-3,872 (1980)	-3,496 (1966)

Notas:

1. Los valores críticos han sido obtenidos de los propuestos en Vogelsang y Perron (1994) para los modelos AOM-I y AOM-III, y en Perron (1994a) para los modelos AOM-II, IOM-I e IOM-III.
2. *Valores críticos* para $t_{\hat{\alpha}}$ eligiendo k=k (t-sig):

Modelo	1%	5%	10%
AOM-I	5,71	-5,16	-4,86
AOM-II	5,45	-4,83	-4,48
AOM-III	-6,16	-5,49	-5,18
IOM-I	5,92	-5,23	-4,92
IOM-III	6,32	-5,59	-5,29

3. Todos los modelos contrastan la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria. La presencia de *catching-up* o convergencia requiere, por tanto, el rechazo de Ho.
4. Entre paréntesis aparece el año que cada modelo ofrece, endógenamente, como punto de discontinuidad de la serie, TB.
5. Los símbolos *, # y & representan una significatividad del 1%, el 5% y el 10%, respectivamente.

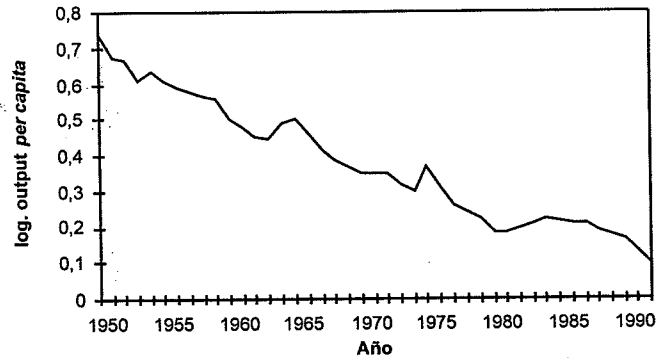
mitad de los setenta (los test sitúan el punto de cambio estructural en 1974). A partir de este resultado, podemos establecer que, al permitir que las series no mantengan una única tendencia a lo largo de todo el período, la relación de largo plazo nos remite a la versión débil de convergencia que supone el *catching up* hacia la economía líder.

Sin embargo, la transformación más significativa que obtenemos con la nueva metodología empleada procede de verificar los resultados que se producen en el análisis de las diferencias en el output real *per capita* entre Alemania y el resto de las economías de la Unión Europea. Así, para un total de seis países se rechaza la existencia de raíz unitaria y, dados los modelos que resultan relevantes para cada caso, también la presencia de una tendencia determinística en las series, lo que apunta a una trayectoria de convergencia en el largo plazo. Descendiendo a cada caso particular (cuyas representaciones gráficas se recogen en los gráficos 3 al 8), se comprueba cómo la relación Alemania-Austria presenta un cambio de nivel en 1973 (modelo AOM-I); con menor significatividad, se constata que en el mismo período se apunta un cambio estructural simultáneo en nivel y pendiente (modelo IOM-III), pero la ausencia de una ruptura individual significativa en la tendencia y la coincidencia temporal, implican el predominio del primer efecto.

Para la diferencia en el *output per capita* entre Alemania y Dinamarca, los valores de los test expresan el más rotundo rechazo a la hipótesis de raíz unitaria para los dos modelos (AOM-I, cambio instantáneo, e IOM-I, cambio gradual) que recogen la existencia de un salto en la serie, localizado a principios de los sesenta.

En cuanto a las relaciones establecidas entre la evolución del *output* real *per capita* alemán y los de Bélgica, Francia, Italia y Países Bajos, para cada una de las cuatro se sustenta también la hipótesis de convergencia al admitirse la estacionariedad de las series cuando se recoge un cambio gradual de nivel (modelo IOM-I) que el test fecha a mediados de los años sesenta en los tres últimos casos y a finales de esa

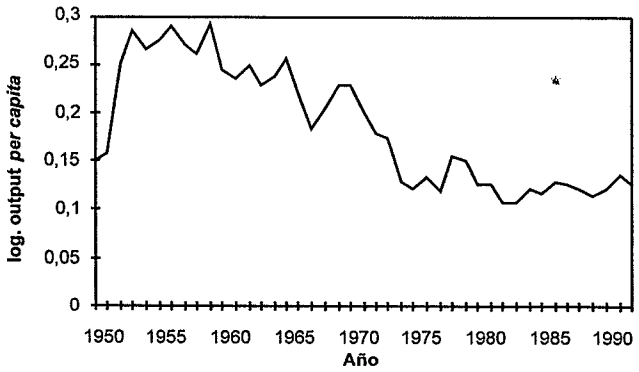
Gráfico 2: DIFERENCIA *OUTPUT PER CAPITA* SUECIA-ITALIA



misma década al referirnos a Bélgica[14]. Para el resto de los pares posibles tomando a Alemania como economía líder, se admite la existencia de raíz unitaria y, por tanto, de no convergencia.

Estos resultados ofrecen la oportunidad de realizar algunas reflexiones. En primer lugar, la utilización de Alemania como economía líder, con la fundamentación señalada, da lugar a una situación singular, que puede fácilmente observarse en varios de los gráficos presentados. Como consecuencia de la destrucción causada por la Segunda Guerra Mundial, Alemania presenta al comienzo de la serie utilizada unos niveles de *output per capita* inferiores a los de las naciones tales como Bélgica,

Gráfico 3: DIFERENCIA *OUTPUT PER CAPITA* ALEMANIA-AUSTRIA



(14) Lógicamente, la existencia de discontinuidades en las series de diferencia de *output* real *per capita* (entre la economía líder y cualquiera de las otras), debe corresponderse con una ruptura del mismo tipo en una u otra de las dos series. Es decir, los puntos de cambio que aparecen en los cuadros 4a y 4b se podrían explicar por los años que, de acuerdo con los datos del cuadro 3, los modelos estiman endógenamente como momentos de ruptura. Así ocurre con el cambio en nivel y pendiente de Suecia hacia 1973 (IOM-III), que no se reproduce para Italia e induce a la ruptura del mismo tipo que presenta la serie de diferencia (recogiendo aquélla, como queda expuesto, esta serie es estacionaria). Idénticamente, el cambio en nivel hacia mediados de los sesenta (IOM-I) para Alemania, se traslada a las diferencias con el output de Francia, Italia y los Países Bajos, por cuanto las series individuales para estas economías carecen de esa discontinuidad. En otros casos, sin embargo, no es posible encontrar tal relación, por cuanto los test empleados sólo recogen un punto de ruptura para cada modelo. Así, por ejemplo, para la diferencia entre Alemania y Austria, el modelo AOM-I recogía un cambio en 1972 que conducía a admitir la estacionariedad de la serie. En cambio, el cuadro 3 nos muestra como ambas series individuales tienen un cambio de ese tipo (salto en un punto concreto) hacia finales de los cincuenta. Tal vez la compensación entre este salto principal para ambos países puede explicar la preeminencia de uno menor en 1972. En cualquier caso, el establecimiento de relaciones precisas para todos los pares entre las discontinuidades de las series individuales de *output* y la de diferencia requiere el desarrollo de modelos más complejos capaces de recoger cambios múltiples, sobre los cuales están apareciendo las primeras referencias en la literatura [Bai and Perron (1996) y Lumsdaire y Papell (1996)].

Francia, Dinamarca y los Países Bajos. Así, durante parte de la década de los cincuenta, en estos cuatro casos es la economía alemana la que exhibe un *catching up* acelerado respecto a las de los países citados (en un proceso que, basado en una masiva acumulación de capital desde la postguerra, nos remite a una convergencia como la derivada del enfoque de Solow), que culmina sobrepasándolas y ofreciendo la opción de considerarla en el papel de economía de referencia para un análisis que se centra en la relación a largo plazo.

En segundo lugar, en ese largo plazo, con la correcta modelización de los cambios estructurales, nuestro análisis permite inferir la existencia de un proceso de con-

Gráfico 4: DIFERENCIA *OUTPUT PER CAPITA* ALEMANIA-DINAMARCA

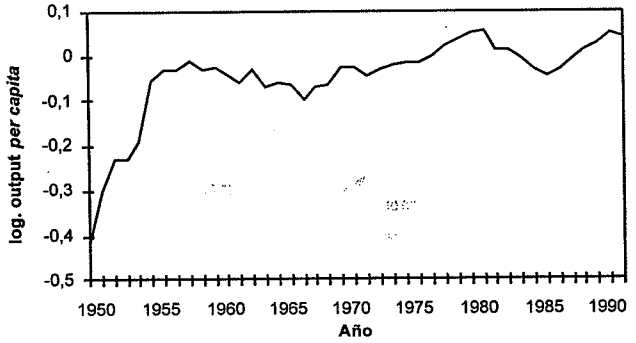


Gráfico 5: DIFERENCIA *OUTPUT PER CAPITA* ALEMANIA-BÉLGICA

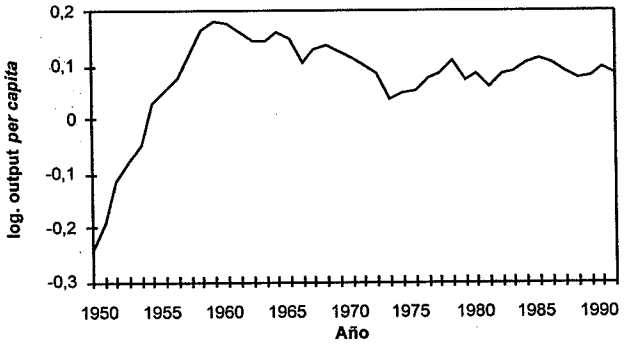


Gráfico 6: DIFERENCIA *OUTPUT PER CAPITA* ALEMANIA-FRANCIA

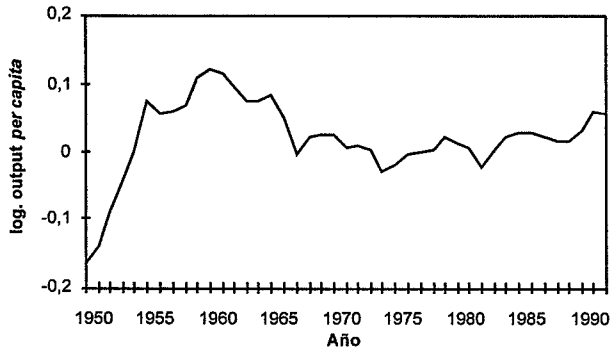
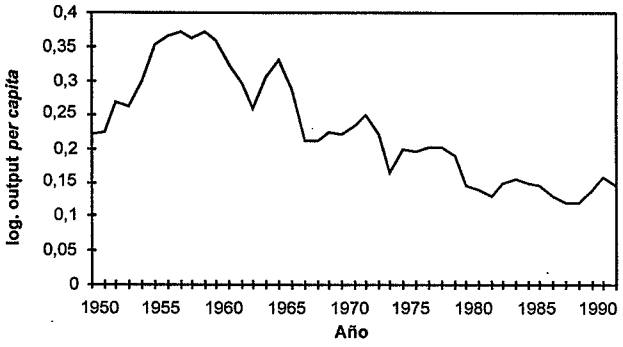
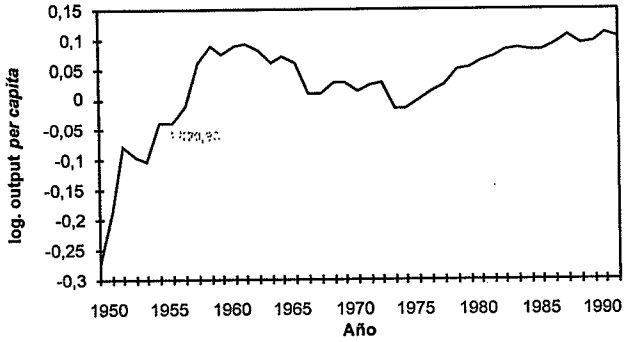


Gráfico 7: DIFERENCIA *OUTPUT PER CAPITA* ALEMANIA-ITALIA



vergencia entre las series de producto *per capita* de Alemania y de ciertos países de la Unión Europea. Conviene señalar que estos países son precisamente los co-fundadores de las Comunidades Europeas a mediados de los años cincuenta, más dos economías que muestran históricamente una muy estrecha relación con la germana (Austria y Dinamarca), mientras no se detecta convergencia con otras economías incorporadas más tardíamente a la U.E. (de hecho, Suecia y Finlandia no pertenecieron a la misma durante el período recogido en el estudio, que abarca hasta 1992). No obstante, una vinculación explícita entre ambos hechos (convergencia y pertenencia a las Comunidades) probablemente requeriría la inclusión en la muestra de países no pertenecientes a la U.E. y no detectar cointegración entre Alemania y estos países.

Gráfico 8: DIFERENCIA *OUTPUT PER CAPITA* ALEMANIA-PAÍSES BAJOS



2. CONCLUSIONES

La cuestión de la existencia o no de convergencia económica entre diferentes espacios, bien nacionales, bien regionales, ha generado un intenso debate, teórico y empírico, en la Macroeconomía durante los últimos años. Además del valor intrínseco de resolver esa cuestión, el interés procede también del respaldo que para el modelo de crecimiento neoclásico supone la convergencia entre territorios con distintos niveles de desarrollo. El enfoque convencional dado a esta cuestión, basado en un análisis de corte transversal, especialmente tras la introducción del concepto de convergencia condicionada, ha ofrecido, con carácter casi unánime, su respaldo a la hipótesis de convergencia. Sin embargo, las contundentes críticas recibidas por esa metodología condujeron al desarrollo de enfoques alternativos, básicamente el análisis de series temporales y el de campos aleatorios o estudio de la evolución en el tiempo de la distribución de corte transversal. Los resultados de casi todos los trabajos realizados con estas metodologías han sido sumamente pesimistas respecto a la existencia de convergencia.

Nuestro trabajo se ha enmarcado en el enfoque de series temporales, que presenta la ventaja de permitir el estudio individualizado de cada economía y la existencia o no de un proceso de *catching up* o bien de convergencia a largo plazo hacia los países líderes. Utilizando como tales a Suecia, por tener el mayor nivel de *output* real *per capita* al comienzo del período considerado (1950-1992) y durante gran parte del mismo, y a Alemania, por su carácter de economía central en Europa y detentadora del producto real *per capita* más elevado al final del período, se analiza la existencia o no de convergencia entre los países de la UE-15. Con las técnicas convencionales de cointegración y raíces unitarias, el rechazo es casi total (únicamente se halla convergencia entre Suecia y Dinamarca y un dudoso *catching up* entre Suecia e Italia).

Sin embargo, el estudio realizado ofrece una profundización en la metodología de series temporales al objeto de solventar el gran inconveniente de las pruebas tradicionales: la consideración de una tendencia única para cada serie a lo largo de todo el

período. En este sentido, se introducen diversos modelos alternativos que permiten recoger cambios estructurales de diversas clases (nivel, tendencia o ambas simultáneamente) graduales o instantáneas, y que determinan endógenamente el momento del tiempo en que acontece esa ruptura. El cambio en los resultados que se produce con la utilización de estos nuevos modelos es muy significativo. No tienen lugar modificaciones relevantes cuando se propone Suecia como economía líder, pero al emplear a Alemania en esa condición, se obtiene cierta evidencia de cointegración entre las series de producto *per capita* de Alemania y las de Austria, Dinamarca, Bélgica, los Países Bajos, Francia e Italia, evidencia que puede interpretarse como un resultado de convergencia a largo plazo entre la economía germana y las citadas, las dos primeras muy vinculadas a la trayectoria económica alemana y las otras cuatro co-fundadoras junto a Alemania de las Comunidades Europeas. En este sentido, el estudio parece vincular la convergencia a factores no necesariamente relacionados con la renta inicial de cada economía.

A partir del trabajo realizado, aparecen al menos tres vías interesantes de extensión del mismo. En primer lugar, se trataría de segregar las fuentes de convergencia o divergencia, tal como propone Lefebvre (1994), entre el efecto de la evolución en la productividad de la mano de obra y el de la evolución de la productividad total de los factores. En relación a la segunda extensión, es factible que se pudieran extraer conclusiones adicionales de la aplicación de las nuevas técnicas incorporadas al presente estudio a todos los posibles pares que se pueden establecer entre las economías consideradas (definiendo diferentes líderes para cada caso). Por último, en una línea que supondría la utilización de técnicas distintas a las hasta ahora empleadas en el trabajo, revestiría notable interés analizar la evolución en cada momento del tiempo de los parámetros del modelo, para ofrecer una visión pormenorizada temporalmente de la trayectoria de convergencia o no convergencia de cada una de las economías.

Apéndice. Contrastes de raíces unitarias con cambios en la media

En el estudio seminal de Nelson y Plosser (1982) se encontró que la mayor parte de las variables macroeconómicas siguen un proceso temporal caracterizado por la existencia de una raíz unitaria. La principal implicación de estos resultados es que los *shocks* aleatorios tienen un efecto de carácter permanente y que las fluctuaciones son de carácter no transitorio. Perron (1989, 1990) sugiere que esta evidencia puede ser debida a la presencia de importantes cambios estructurales en la función tendencial de las series. Su enfoque se basa en la contrastación de las raíces unitarias incluyendo la posibilidad de que haya habido un cambio estructural conocido en la función tendencial de la serie y_t. Los cambios estructurales pueden ser de tres tipos: un cambio en el nivel de la serie, un cambio en la pendiente o ambos simultáneamente (véase las expresiones A.1, A.2 y A.3). Este enfoque se fundamente en la metodología del análisis de intervención de Box y Tiao (1975). Perron (1989) considera en los tres casos la hipótesis nula de raíz unitaria con un cambio estructural en el momento temporal $1 < TB < T$:

Modelo I: $$y_t = \mu + \delta D(TB)_t + y_{t-1} + e_t \qquad [A.1]$$

Modelo II: $$y_t = \mu_1 + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + y_{t-1} + e_t \qquad [A.2]$$

Modelo III: $$y_t = \mu_1 + \delta D(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + y_{t-1} + e_t \qquad [A.3]$$

donde $D(TB)_t = 1$ si $t = T_b + 1$, y 0 en caso contrario; $DU_t = 1$ si $t > T_b$, y 0 en caso contrario.

La hipótesis alternativa, que implica estacionariedad alrededor de una tendencia, viene dada en cada caso por:

Modelo I: $$y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \qquad [A.4]$$

Modelo II: $$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \qquad [A.5]$$

Modelo III: $$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \qquad [A.6]$$

donde $DT_t^* = t - TB$ si $t > TB$ y 0 en caso contrario.

Más recientemente, otros estudios han extendido estos trabajos de Perron (1989, 1990) en varias direcciones: a) Desarrollando procedimientos de contrastación para el caso en el que el punto de ruptura no es conocido [Zivot y Andrews (1992), Banerjee, Lunsdaine y Stock (1992), Perron (1994), y Vogelsang y Perron (1994)]; b) Analizando la robustez de la hipótesis de raíz unitaria encontrada en trabajos previos [Christiano (1992), Perron (1990 y 1994), y Vogelsang y Perron (1994)].

En nuestro trabajo se supone, como en Zivot y Andrews (1992), Vogelsang y Perron (1994) y Perron (1994), que el punto de ruptura de la serie no es conocido *a priori*, utilizando un método en el que se endogeneiza la búsqueda. En síntesis, el procedimiento está basado en simples autorregresiones de la variable (estimadas por Mínimos Cuadrados Ordinarios) que son apropiadamente aumentadas con variables ficticias que recogen los cambios en la media. Los test de raíces unitarias están basados en los valores del estadístico t para contrastar que la suma de los coeficientes autorregresivos es igual a uno, tal y como proponen Perron y Vogelsang (1992).

Perron (1994) reescribe los modelos I y III en forma de *innovational outlier models*. En este caso la estrategia de contraste de raíz unitaria puede realizarse en una sola etapa, constrastando por Mínimos Cuadrados Ordinarios si $\alpha = 1$ en las expresiones:

$$y_t = \mu + \gamma DU_t + \beta t + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + e_t \qquad [A.7]$$

$$y_t = \mu + \gamma DU_t + \beta t + \theta DT_t^* + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + e_t \qquad [A.8]$$

En los dos casos se supone que el cambio estructural afecta al nivel de la serie (modelo I) o al nivel y a la pendiente de la función tendencial (modelo III) de manera gradual; es decir, existe un período de transición en el cambio de la media de la variable.

Para el caso en el que los cambios recogidos en los modelos I, II y III se produzcan de manera instantánea, el procedimiento de contrastación se realiza en dos etapas, debido a que la representación elegida se basa en un *additive outlier model*. En este contexto, pueden plantearse tres casos: cuando se produce un cambio en el nivel de la serie (véase expresión [*A*.9]), en la pendiente (expresión [*A*.9']), o en el nivel y en la pendiente [expresión (*A*.9")]. Así, en la primera etapa, la función tendencial de la serie se estima y elimina de la serie original a través de las siguientes regresiones para cada uno de los casos:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DU_t + \tilde{y}_t \qquad [A.9]$$

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DT_t^* + \tilde{y}_t \qquad [A.9']$$

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DU_t + \theta DT_t^* + \tilde{y}_t \qquad [A.9"]$$

Para el caso de los modelos I y III, ahora el test de raíz unitaria está basado en el valor del estadístico t para contrastar que la suma de los coeficientes autorregresivos es igual a uno ($\alpha = 1$) en la siguiente expresión:

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{k} d_j D(TB)_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_t \qquad [A.10]$$

En relación al modelo II, la segunda etapa es similar, salvo que no es necesario introducir la variable *dummy* que recoge el punto de ruptura:

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t \qquad [A.10']$$

En las tres regresiones el estadístico t_α depende de los dos parámetros no conocidos *a priori:* el punto de ruptura, TB, y el valor del retardo k. Para seleccionar ambos parámetros se utiliza el método propuesto por Zivot y Andrews (1992), Perron y Vogelsang (1992) y Perron (1994), método que endogeneiza la elección de TB. Formalmente, para contrastar la raíz unitaria se computa el estadístico $T_{\alpha(i)}(\lambda)$, donde i = I, II, III. Estos estadísticos dependen de la ubicación del punto de ruptura λ = TB/T, donde T es el tamaño de la muestra. Utilizando dichos estadísticos se elige el que minimiza el valor del estadístico t para contrastar que $\alpha_{(i)} = 1$. En concreto, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria dada por las expresiones [A.1], [A.2] y [A.3] si:

$$\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}(i)}(\lambda) < \kappa^{i}_{inf,\alpha} \quad i = I,II,III \qquad [A.11]$$

donde la expresión $\kappa^{i}_{inf,\alpha}$ representa los valores críticos de la distribución asintótica de $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}(i)}(\lambda)$ dada por Zivot y Andrews (1992), para una fracción de ruptura λ = TB/T, cuyo rango varía entre J = 2/T y j = (T-1)/T (este rango corresponde a un valor de Λ = (0.04,0.97) para T = 43 (tamaño de nuestra muestra) y nivel de significatividad α.

En segundo lugar, Zivot y Andrews (1992) determinan el valor del número de retardos k, utilizando el método propuesto por Perron (1989) y recomendado posteriormente por Perron y Vogelsang (1992). Este método consiste en fijar *a priori* un valor máximo de $k=k_{max}$ y elegir el primer valor de k tal que el estadístico t del coeficiente asociado con el último retardo de la autorregresión estimada sea significativo. De acuerdo con Perron (1994), el procedimiento selecciona el valor de k (dado k^*), siempre que el coeficiente en el último retardo de la autorregresión de orden k^* sea significativo, y siempre que el último coeficiente de la autocorrelación de orden mayor que k^* sea no significativo. Este procedimiento se repite hasta el orden máximo de k, k_{max}, elegido *a priori*.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Andrés, J.; Boscá, J.E. y Doménech, R. (1995): "Data Fields and convergence regressions: results for the OECD", *Dirección General de Planificación del Ministerio de Economía y Hacienda*, Working Paper D-94006, November.

Andrés, J. y Lamo, A. (1995): "Dynamics of the income distribution across OECD countries", *The Centre for Economic Performance*, Discussion Paper, n.° 252, July.

Andrews, D.W.K. (1991): "Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation", *Econometrica*, vol. 59, págs. 817-858.

Andrews, D.W.K. y Monahan, J.C. (1992): "An improved heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimator", *Econometrica*, vol. 60, págs. 953-966.

Bai, J. y Perron, P. (1996): "Testing for an estimation of multiple structural changes", C.R.D.E., Université de Montréal, *mimeo*.

Banerjee, A. Lunsdaine, R.L. y Stock, J.H. (1992): "Recursive and sequential tests of the unit root and trend break hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, n.° 10, págs. 271-287.

Barro, R. (1991): "Economic growth in a cross-section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, págs. 407-443.

Barro, R. y Sala-i-Martín, X. (1992): "Convergence", *Journal of Political Economy*, vol. 100, págs. 223-251.

Baumol, W.J. (1986): "Productivity growth, convergence and Welfare", *American Economic Review*, vol. 76, págs. 1072-1085.

Bernard, A. y Durlauf, S. (1995): "Convergence in international output", *Journal of Applied Econometrics*, Vol 10, n.° 2, págs. 97-108.

Bernard, A. y Durlauf, S. (1996): "Interpreting tests of convergence hypothesis", *Journal of Econometrics*, n.° 71, págs. 161-173.

Box, G.E.P. y Tiao, G.C. (1975): "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems", *Journal of the American Satistical Association*, n.° 70, págs.70-79.

Campbell, J. y Perron, P. (1991): "Pitfalls and oportunities: what macroeconomists should know about unit roots", *NBER, Macroecomics Annual*, págs. 141-201.

Carlino, G y Mills, L. (1993): "Are US regional income converging?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, págs. 335-346.

Carlino, G. y Mills, L. (1994): "Convergence and the US states: a time series analysis", *Federal Reserve. Bank of Philadelphia*, Working Paper, págs. 94-13.

Cellini, R. (1995): "Implications of Solow's growth model: a stochastics approach", University of Bologna, *mimeo*.

Christiano, L.J. (1992): "Searching for breaks in GNP", *Journal of Business and Economic Statistics*, n.° 10, págs. 237-250.

Coulombe, S. y Lee, F.C. (1995): "Convergence across Canadian provinces, 1961 to 1991", *Canadian Journal of Economics*, vol. XXVIII, n.° 4 a, págs. 886-898.

De Long, J.B. (1988): "Productivity growth, convergence and Welfare comment", *American Economic Review*, vol. 78, págs. 1138-1154.

Dolado, J.J; González-Páramo, J.M. y Roldán, J.M. (1994): "Convergencia económica entre las provincias españolas", *Moneda y Crédito*, n.° 198, págs. 81-119.

Engle, R. y Granger, C. (1987); "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing"; *Econometrica*, n.° 55, págs. 251-276.

Friedman, M. (1992): "Do old fallacies ever die?", *Journal of Economic Literature*, vol. XXX, págs. 2129-2132.

Fuller,W.A. (1976): *Introduction to statistical time series*, John Wiley and Sons, New York.

Fuss, C. (1995): "Convergence among developed countries: a time series investigation", *Université Libre de Bruxelles, mimeo*.

Haug, A.A. (1992): "Critical values for the Z_α Phillips-Ouliaris Test for Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, págs. 473-480.

Heston, A. y Summers, R. *Penn World Tables 5.6*.

Kwiatkowski, D.; Phillips, P.C.B.; Schmidt, P. y Shin, Y. (1992): "Testing the null of stationary against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, n.° 54, págs. 159-178.

Lefebvre, M. (1994): "Les provincies canadienses et la convergence: une évaluation empirique", Bank of Canada, *Working Paper* 94-10, November.

Lumsdaire, R. y Papell, D. (1996): "Multiple trend breaks and the unit root hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, forthcoming.

Mankiw, N; Romer, D. y Weil, D. (1992): "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, págs. 407-437.

Mas, M.; Maudos J.; Pérez, F. y Uriel, E. (1994): "Disparidades regionales y convergencia en las CC.AA.", *Revista de Economía Aplicada*, vol. II, págs. 129-148.

Nelson, C.R. y Plosser, C.I. (1982): "Trends and random walks in macroeconomic time series", *Journal of Monetary Economics*, n.º 10, págs. 139-162.

Newey, W. y West, K. (1987): "A simple, positive, semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistente convariance matrix", *Econometrica*, vol. 55, págs. 703-708.

Oxley, L. y Greasley,D. (1995): "A time-series perspective on convergence: Australia, UK and USA since 1870", *The Economic Record*, Vol 71, n.º 214, págs. 259-270.

Park, J.Y. (1992): "Canonical cointegration regressions", *Econometrica*, vol. 60, pp-119-143.

Perron, P. (1989): "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis", *Econometrica*, n.º 57, págs. 1.346-1.401.

Perron, P. (1990): "Testing for a unit root in a time series with a changing mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, n.º 8, págs. 153-162.

Perron, P. (1994): "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Working Paper Nº 2594*, C.R.D.E.,Université de Montréal (Canadá).

Perron, P. y Vogelsang, T. (1992): "Testing for a unit root in a time series with a changing mean: corrections and extensions", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, págs. 467-470.

Phillips, P.C. y Ouliaris, S. (1990): "Asymptotic properties of residual based tests for cointegration", *Econometrica*, vol. 58, n.º 1, págs. 165-193.

Phillips, P.C. y Perron, P. (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, n.º 75, págs. 335-346.

Quah, D. (1993a): "Empirical cross-section dynamics in economics growth", *European Economic Review*, vol. 37 (2/3), págs. 426-434.

Quah, D. (1993b): "Galton's Fallacy and test of the convergence hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 95 (4), págs. 427-443.

Quah, D. (1996a): "Empirics for economic growth and convergence", *European Economic Review*, n.º 40, págs. 1353-1375.

Quah, D. (1996b): "Twin peaks, growth and convergence in models of distribution dynamics", *Economic Journal*, n.º 106 (437), págs. 1.045-1.055.

Quah, D. (1996c): " Empirics for growth and distribution: stratification, polarization and convergence clubs", *mimeo*, LSE Economics Department, September.

Sala-i-Martín, X. (1994): Apuntes de crecimiento económico, Antoni Bosch ed. Barcelona.

Solow, R. (1956): "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, págs. 65-94.

Vogelsang, T. y Perron, P. (1994): "Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time", *Manuscript*, Department of Economics, Cornell University, Ithaca, NY.

Zivot, E. y Andrews, D.W.K. (1992): "Further evidence on the great crash, the oil price and the unit root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, n.º 10, págs. 251-270.

Fecha de recepción del original: agosto, 1996
Versión final: diciembre, 1997

ABSTRACT

The problem of real convergence across economies has given rise to an intense debate among macroeconomists. The cross-section methodology, the most commonly-used in this field, has supported the convergence hypothesis, usually when conditioning to the steady state. Nevertheless, criticisms of this approach have helped the development and use of alternative methodologies. In this paper, we employ cointegration to analyze the GDP per capita time series of the EU member states, in order to examine the long-run relationships between them. Thereafter, and in an attempt to overcome the assumption of a unique trend for the whole series we introduce some models capable of dealing with the possibility of structural changes in a single series and detecting (endogenously) the exact moment of the break.

Keywords: catching up, cointegration, convergence, output *per capita*, unit roots.