

ANÁLISIS DE LA CONVERGENCIA ECONÓMICA INTERNACIONAL
EN EL PERÍODO 1950-2009

*ANALYSIS OF THE INTERNATIONAL ECONOMIC CONVERGENCE
IN THE PERIOD 1950-2009*

Cristian Rabanal

Universidad Nacional de Río Cuarto (Argentina)
cristianrabanal@conicet.gov.ar

Recibido: mayo de 2011; aceptado: febrero de 2012

RESUMEN

En este trabajo se estudia la convergencia entre países para el período 1950-2009. El abordaje se lleva a cabo desde una perspectiva comparativa entre el modelo β -convergencia incondicional – clásico y con reconocimiento de dependencia espacial – y el enfoque sugerido por Quah.

Los resultados sobre el período de convergencia varían según el método empleado. No obstante, la principal diferencia se encuentra sobre los países para los que se encuentra convergencia. Mientras en las regresiones *a la Barro*, la convergencia se torna más evidente para sub muestras que van considerando países que parten con dotaciones de renta inicial más elevadas, en el procedimiento de Quah la tendencia a converger es generalizada e independiente del punto de partida de cada país.

Palabras clave: Convergencia económica; Regresiones *a la Barro*; Efectos espaciales Kernels de densidad; Cadenas de Markov.

ABSTRACT

In this paper we study the convergence between countries for the period 1950-2009. The approach develops a comparative perspective between the β -convergence model unconditional –classic and with recognition of spatial dependence– and the approach suggested by Quah.

The results on the convergence period vary with the method used. However, the main difference is on the countries for which found convergence. While in the Barro's regressions, convergence becomes more evident for sub samples are considering countries that start with initial income endowments higher; in the Quah procedure there is a widespread tendency to converge that is independent of the starting point of each country.

Keywords: Economic Convergence; Barro's Regressions; Spatial Effects; Kernel Density; Markov Chains.

Clasificación JEL: C31, O57.



1. INTRODUCCIÓN¹

Aunque la convergencia económica puede ser interpretada operativamente de diversas maneras en función de la aproximación utilizada para su estudio, teóricamente se resume fundamentalmente en una proposición según la cual existe una relación inversa entre la tasa de crecimiento de la renta per cápita y el nivel inicial de la misma, para un conjunto de regiones o países dado y un período de tiempo determinado. Constituye un tema central en la literatura económica empírica y puede considerarse como una prueba para dirimir sobre las conclusiones a las que arriban los modelos de crecimiento exógeno y endógeno.

De acuerdo con los primeros, introducidos por Solow (1956) y Swan (1956), las tasas de crecimiento de diferentes economías acabarán igualándose. Este resultado es producto de los supuestos de concavidad en la función de producción y naturaleza exógena de la tecnología. La convergencia podrá ser *incondicional*, cuando todas las economías tiendan a un *único* equilibrio, o *condicional* en la medida que cada economía tienda a su *propio* estado de equilibrio. Barro (1991) ha encontrado evidencia a favor de la convergencia condicional. No obstante, la tasa de convergencia no es rápida, siendo que la brecha entre los países pobres y ricos disminuye cerca del 2% por año (Barro y Sala-i-Martin, 1992). Mankiw et ál. (1992), extendieron el modelo para considerar el capital humano, lo que implicaba ciertos procesos de convergencia de larga duración o amplios períodos de *catching-up*.

Por otra parte, los modelos de crecimiento endógeno vaticinan la *divergencia* (Rebelo, 1991). La razón fundamental es que existen factores acumulables que no presentan rendimientos decrecientes. Desde este punto de vista no existen motivos para esperar procesos de convergencia.

La problemática ha sido comúnmente abordada desde cuatro posturas metodológicas diferentes (Islam, 2003). Una primera aproximación se ha desarrollado sobre la base del análisis de datos de sección cruzada. Ésta línea de investigación ha continuado con los lineamientos trazados por

¹ El autor agradece las sugerencias de dos evaluadores anónimos.

Barro y Sala-i-Martin (1992) y Mankiw et ál. (1992). En los mismos, se ha extendido el análisis para incluir variables vinculadas a ratios de inversión, capital humano e indicadores geográficos entre otras. La evidencia aportada se refiere generalmente a *clubs de convergencia*². No obstante, el modelo β -convergencia ha recibido críticas, en virtud de algunas dificultades. En particular, es preciso remarcar que no se trata un modelo estrictamente dinámico, ya que sólo plantea la existencia de una relación inversa entre la tasa de crecimiento de la renta per cápita y el nivel inicial de la misma. Pero como señala Arbia (2004), los economistas pueden estar interesados en estudiar *toda* la dinámica del proceso de convergencia, y no sólo la que se da entre un instante inicial y otro final.

Una segunda aproximación al estudio, se ha realizado a partir de modelos de datos de panel (Islam, 1995). Este procedimiento ha permitido incorporar diferencias regionales y controlar las características inobservables que las conforman (Aixalá y Simón, 2003). Una importante contribución desde este enfoque han sido los estudios sobre la convergencia de la productividad total de los factores –PTF– (Dollar y Wolff, 1994).

Un tercer enfoque para analizar la temática ha sido el de series de tiempo. Aquí, la convergencia es entendida como un proceso en el que las diferencias, en el comportamiento de largo plazo del ingreso per cápita, siguen procesos estacionarios. Operativamente, esto se ha contrastado a través de diversas pruebas de raíz unitaria (Lee, 1997). También ha sido frecuente el uso de técnicas de cointegración para el contraste (Bernard y Durlauf, 1995) y el análisis de convergencia en la tendencia y los ciclos (Carvalho y Harvey, 2003). Un aporte significativo dentro de este enfoque han sido los estudios abocados a la convergencia fiscal y presupuestaria de diversos países. Las técnicas utilizadas en éstos han sido la modelización conjunta de los componentes cíclicos en las series de PIB y en las ratios de déficit y de deuda (Alonso y Cendejas, 2006) y los contrastes de raíz unitaria y de estacionariedad con cambio estructural (Blot y Serranito, 2006; Delgado y Presno, 2010).

Finalmente, una cuarta corriente ha estudiado la convergencia haciendo uso de la distribución de corte transversal en diferentes períodos de tiempo. En este enfoque se destacan los aportes de Quah (1993, 1995, 1996). Quah (1995) ha criticado el modelo de β -convergencia, argumentando que detrás de la tasa de convergencia del 2% señalada por Barro y Sala-i-Martin (1992) habría una prueba de raíz unitaria y que los principales resultados de la regresiones *a la Barro* estarían influenciados por la falacia de Galton (Quah, 1993). Su propuesta metodológica se ha basado en la evolución de los kernels

² No debe confundirse la *convergencia condicional* con la noción de *clubs de convergencia*. De acuerdo con Islam (2003: 315), “la idea de club de convergencia está basada sobre modelos que admiten *múltiples* equilibrios”. Por el contrario, en la *convergencia condicional*, el equilibrio es único para cada unidad de observación. No obstante, Islam (2003) reconoce la dificultad empírica para distinguir las, debido a los problemas para determinar el criterio a utilizar en la agrupación de países para el testeo de un club de convergencia.

gaussianos de densidad en el tiempo. También Bianchi (1997) ha estudiado el fenómeno de la convergencia a partir de pruebas no paramétricas para testear la multimodalidad.

Ahora bien, la renta per cápita es a menudo considerada como el producto entre la intensidad con la que se utiliza el trabajo y la productividad del mismo (Romer, 2006). Es posible pensar que la productividad del trabajo se encuentra condicionada por la localización específica de las empresas, ya que la concentración geográfica puede ser considerada como una fuente de ventajas competitivas. En consecuencia, el producto per cápita podría tener una distribución no aleatoria en el espacio. Si esta dependencia espacial es admitida, el modelo β -convergencia incondicional clásico ya no podrá ser utilizado, porque no existiría independencia en los términos de perturbación en el caso que se trabaje con datos de sección cruzada. Las estimaciones serían sesgadas por omisión de variables relevantes (Rey y Montouri, 1999; Corrado y Fingleton, 2010). Para evitar esta situación, el modelo β -convergencia deberá considerar la existencia de estructuras espaciales.

La dependencia espacial tiene lugar cuando el valor de una variable se encuentra condicionado por el valor que esa misma variable toma en otras regiones vecinas (Anselin, 1988). La vecindad no debe entenderse únicamente en un sentido de contigüidad física, sino que puede responder a otros criterios. En este sentido, puede notarse en los últimos años un importante avance de estudios vinculados a la Econometría Espacial desde los trabajos de Anselin (1994, 1998).

El objetivo de este artículo es realizar una comparación de los resultados emergentes de la aplicación de un modelo de convergencia incondicional, un modelo de convergencia incondicional con reconocimiento de dependencia espacial y la técnica de Quah. Esto posibilitará actualizar los resultados provistos por otros estudios y contribuir al debate sobre las técnicas para analizar la convergencia.

La información utilizada proviene de la *Total Economy Database* (2010, salvo Paraguay que es 2009) de la Conference Board. Para Paraguay, el dato del año 2009 ha sido estimado por el autor. La muestra utilizada incluye 101 países³. En este trabajo se presenta un análisis de convergencia para el PBI per cápita medido en dólares de Geary Khamis de 1990. Esto permite la comparación directa, ya que se utiliza una unidad de medida constante para

³ Albania, Alemania, Arabia Saudita, Argelia, Angola, Argentina, Australia, Austria, Bahrein, Bangladesh, Barbados, Bélgica, Bolivia, Brasil, Bulgaria, Burkina Faso, Camboya, Camerún, Canadá, Chile, China, Colombia, Corea del Sur, Costa Rica, Côte d'Ivoire, Chipre, Dinamarca, Congo, Ecuador, Egipto, Emiratos Árabes Unidos, España, Estados Unidos, Etiopía, Filipinas, Finlandia, Francia, Ghana, Grecia, Guatemala, Hungría, , India, Indonesia, Irán, Iraq, Irlanda, Islandia, Israel, Italia, Jamaica, Japón, Jordania, Kenia, Kuwait, Luxemburgo, Marruecos, Madagascar, Malawi, Malasia, Malí, Malta, México, Mozambique, Myanmar, Níger, Nigeria, Noruega, Nueva Zelanda, Omán, Países Bajos, Pakistán, Paraguay, Perú, Polonia, Portugal, Qatar, Reino Unido, República Dominicana, Rumania, Senegal, Singapur, Siria, Sudáfrica, Sri Lanka, St. Lucía, Sudán, Suecia, Suiza, Taiwán, Tanzania, Tailandia, Trinidad & Tobago, Túnez, Turquía, Uganda, Uruguay, Venezuela, Vietnam, Yemen, Zambia, Zimbabue.

todas las observaciones de la muestra considerada. El período abarcado es 1950-2009 con datos de frecuencia anual. En la segunda sección del trabajo, se analiza la relación entre renta per cápita inicial y crecimiento. En la tercera, se aborda el modelo β -convergencia incondicional. En la cuarta, se desarrollan técnicas de la econometría espacial, para detectar dependencia espacial. En la quinta, se estudia la metodología propuesta por Quah (1995). Por último, se exponen las principales conclusiones de este trabajo.

2. LA DOTACIÓN INICIAL DE LA RENTA PER CÁPITA Y EL CRECIMIENTO.

En la década de los 80 se llevaron a cabo un gran número de investigaciones empíricas tendientes a aportar evidencia esclarecedora respecto a la convergencia.

En junio de 1986, Abramovitz (1986) publicó un artículo en el que postulaba que la diferencia entre los niveles de productividad de los países genera un fuerte potencial para una posterior convergencia. Lo anterior sucede, según el autor, siempre que los países cuenten con la *capacidad social* de absorber las tecnologías más avanzadas. De esta forma se enfatiza la preponderancia de la tecnología y las implicancias de los modelos de crecimiento exógeno en el proceso de convergencia. Se asume también que los países de menor desarrollo tecnológico pueden imitar a un bajo costo los desarrollos tecnológicos más avanzados.

En la misma dirección, seis meses más tarde, Baumol (1986) examinó la convergencia entre 16 países industrializados para el período 1870-1979. Entre sus principales resultados, el autor muestra una elevada convergencia entre las naciones industrializadas. Esta relación también se convalidó para economías con planificación central, y otros países. No obstante, al ampliar la muestra encontró una gran dispersión en el conjunto general de datos. Esto lo llevó a acuñar el término *club de convergencia*, según la cual los países convergen con otros que comparten ciertas características estructurales. Estos hallazgos fueron cuestionados por DeLong (1988), quien los consideró espurios por el sesgo que presentaba la selección de la muestra. Según este autor se trata de una selección *ex post* de países que al momento de ser analizados por Baumol (1986) ya eran ricos y contaban con un nivel de desarrollo satisfactorio.

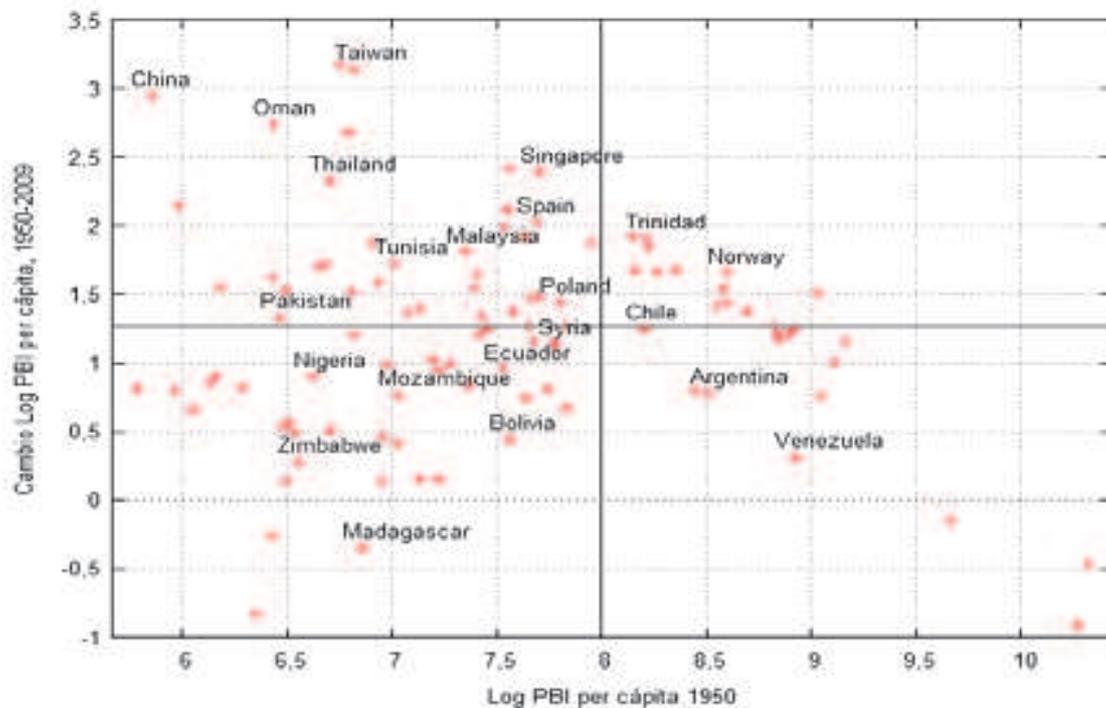
No obstante, la idea de *clubs de convergencia* fue retomada luego por numerosos autores, entre ellos Ben David (1997), quien encuentra evidencia de clubes de convergencia entre los países más ricos, aunque señala que si se tomara una muestra aleatoria desde los mismos, la probabilidad de encontrar convergencia sería menor a la probabilidad de encontrar divergencia. Sin embargo, sugiere que los resultados son sensibles a la composición de la muestra.

Esas predicciones de convergencia fueron rechazadas por los trabajos de Romer (1986) y Lucas (1988), quienes consideran en sus análisis la presencia

de externalidades y los rendimientos de las inversiones como una función creciente del stock de capital en un momento inicial.

Recientemente, Rodrick (2011a, 2011b) ha encontrado evidencia a favor de un proceso de convergencia incondicional a partir de 1990 en la productividad del trabajo del sector de industrias manufactureras y para un amplio grupo de países desarrollados y en desarrollo. No obstante, al igual que Abramovitz (1986), el autor advierte que la tasa a la cual las economías en desarrollo convergerán estará “determinada por las habilidades para absorber ideas y conocimientos desde la frontera tecnológica” (Rodrick, 2011a:3).

GRÁFICO 1: INGRESO INICIAL EN 1950 Y CAMBIO EN EL LOG PBI ENTRE 1950-2009



Fuente: Elaboración propia con datos de Total Economy Database.

El gráfico 1 permite apreciar la ausencia de un patrón claro de asociación entre niveles de renta inicial y posterior crecimiento para la muestra utilizada en este estudio. Al subdividir el mismo en cuatro cuadrantes, se puede notar en el primero de ellos la presencia de algunos de los países pertenecientes a la OCDE, caracterizados por una alta renta inicial y un moderado crecimiento a largo plazo. El segundo cuadrante se encuentra poblado por los países asiáticos y por los considerados *européos periféricos*. Estos configurarían casos exitosos de convergencia absoluta, pues partiendo de niveles de renta inicial más bajos, consiguen crecer más a prisa que los del cuadrante anterior. El tercer cuadrante, estaría constituido básicamente por países africanos, centroamericanos, países tradicionalmente pobres de Latinoamérica (como Bolivia, Ecuador, Perú) y otros de Asia Menor. Éstos constituyen casos de

bajos niveles de renta inicial con bajo crecimiento, y alta dispersión entre ellos. Finalmente, en el cuarto cuadrante habría países con crecimiento tan bajo como los del anterior pero con dotaciones iniciales de renta tan o más altas que las del cuadrante primero.

3. EL MODELO DE β -CONVERGENCIA INCONDICIONAL Y LA DISPERSIÓN DEL PBI EN EL TIEMPO

La noción de convergencia incondicional se sustenta en los modelos neoclásicos de crecimiento exógeno. Se refiere a la idea de que los países que detentan una menor renta en un período inicial t_0 tendrán un crecimiento más elevado durante el período t_0-t_1 que aquellos países que partían con dotaciones más alta de renta en el comienzo del proceso. Este concepto fue ampliamente difundido en los trabajos de Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992). El contraste habitualmente utilizado ha sido la estimación de la siguiente ecuación:

$$\frac{1}{T} [\log(y_{i,T}) - \log(y_{i,0})] = \alpha + \beta \log(y_{i,0}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde α representa un parámetro tecnológico y β la tasa de convergencia, que se asume menor a la unidad para evitar adelantamientos sistemáticos⁴ y ε residuo. T es la longitud del período, $y_{i,0}$ la renta de la región i en el instante inicial e $y_{i,T}$ la renta de la región i en el instante final.

Si el coeficiente β resultara mayor a cero e individualmente significativo se podría admitir un proceso de convergencia incondicional. Adicionalmente, sería posible calcular la velocidad de convergencia como sigue:

$$V = -\ln(1 + T\beta) / T \quad (2)$$

Por otra parte, resulta interesante analizar también la σ -convergencia. Este concepto se refiere a la disminución de la dispersión del PBI per cápita a lo largo del tiempo. La β -convergencia es una condición necesaria pero no suficiente para que tenga lugar un proceso de σ -convergencia. La razón es que muchos disturbios, tales como guerras y shock agrícolas o del petróleo afectan de manera diferenciada a las economías (Barro y Sala-i-Martin, 1991: 113). Dichas perturbaciones provocarán un incremento en la varianza de ε_i .

En el cuadro 1 se presentan las estimaciones de la ecuación (1), para toda la muestra completa y para tres sub muestras⁵ restringidas a partir de condiciones

⁴ Una situación de *adelantamiento sistemático* sería aquella en la que los países de menor renta relativa en un período inicial t_0 logren crecer, en un determinado período t_0-t_1 , hasta pasar a los países de mayor renta relativa en t_0 . Sin embargo, en el período siguiente, t_1-t_2 , los países de menor renta relativa en t_1 crecerían hasta superar a los países de mayor renta relativa en t_1 . De esta forma, el proceso podría continuar indefinidamente en el tiempo.

⁵ *Sub muestra restringida 1*: Alemania, Arabia Saudita, Argentina, Argelia, Australia, Austria, Bahrein, Barbados, Bélgica, Bolivia, Brasil, Bulgaria, Canadá, Chile, Chipre, Colombia, Costa Rica,



booleanas. Para la muestra completa, como así también para la sub muestra restringida 3, se obtienen valores no significativos para el coeficiente de β . Este resultado es producto de la alta dispersión presente en ambos casos, fundamentalmente en los países pertenecientes al cuarto cuadrante señalado anteriormente. Sin embargo, si se consideran sub muestras restringidas para valores crecientes de la dotación inicial de renta (sub muestras 1 y 2), comienza a evidenciarse valores significativos de β , que tienden a -1 cuando el valor de la restricción aumenta. Esto evidencia la mayor dispersión en la tasa de crecimiento para los países que comienzan con bajos niveles de renta per cápita. Asimismo, se registra un importante incremento de la velocidad de convergencia cuando la restricción de las sub muestras asume valores más elevados.

Las sub muestras resultan útiles tanto desde el punto de vista estadístico como económico. Por un lado, permiten mitigar el problema de tratar algunas observaciones atípicas. En particular, aquí permiten excluir a países que se comportan como *outliers*, como por ejemplo Kuwait o Congo. Por otra parte, desde el punto de vista económico, son necesarias para analizar cómo cambian las implicancias del estudio cuando cambia la restricción de la renta inicial. Esto es, posibilitan un estudio de la sensibilidad de los resultados, para determinar por ejemplo si existen cambios diferenciados ante el cambio en la restricción. Asimismo, estas consideraciones serán convenientes para la comparación de los posteriores resultados alcanzados en la sección de efectos espaciales.

Dinamarca, Ecuador, Emiratos Árabes Unidos, España, Estados Unidos, Finlandia, Francia, Ghana, Grecia, Guatemala, Hungría, Irán, Iraq, Irlanda, Islandia, Israel, Italia, Jamaica, Japón, Jordania, Kuwait, Luxemburgo, Malasia, Marruecos, México, Mozambique, Nueva Zelanda, Noruega, Países Bajos, Paraguay, Perú, Polonia, Portugal, Reino Unido, Rumania, Qatar, Senegal, Singapur, Sri Lanka, Sudáfrica, Suecia, Suiza, Siria, Trinidad y Tobago, Túnez, Turquía, Uruguay y Venezuela. *Sub muestra restringida 2*: Alemania, Arabia Saudita, Argentina, Australia, Austria, Bahrein, Barbados, Bélgica, Bolivia, Canadá, Chile, Chipre, Colombia, Costa Rica, Dinamarca, Ecuador, Emiratos Árabes Unidos, España, Estados Unidos, Finlandia, Francia, Grecia, Guatemala, Hungría, Irlanda, Islandia, Israel, Italia, Japón, Kuwait, Luxemburgo, México, Nueva Zelanda, Noruega, Países Bajos, Perú, Polonia, Portugal, Reino Unido, Qatar, Singapur, Sudáfrica, Suecia, Suiza, Siria, Trinidad y Tobago, Uruguay y Venezuela. *Sub muestra restringida 3*: Albania, Arabia Saudita, Argelia, Angola, Bahrein, Bangladesh, Barbados, Bolivia, Brasil, Bulgaria, Burkina Faso, Camboya, Camerún, China, Colombia, Congo, Corea del Sur, Costa Rica, Cote d'Ivoire, Chipre, Ecuador, Egipto, Etiopía, España, Filipinas, Ghana, Grecia, Guatemala, Hungría, India, Indonesia, Irán, Iraq, Israel, Jamaica, Japón, Jordania, Kenia, Madagascar, Malawi, Malasia, Malí, Malta, Marruecos, México, Mozambique, Myanmar, Niger, Nigeria, Omán, Pakistán, Paraguay, Perú, Polonia, Portugal, República Dominicana, Rumania, Senegal, Singapur, Sudáfrica, Sri Lanka, St. Lucia, Sudán, Siria, Tailandia, Taiwán, Tanzania, Túnez, Turquía, Uganda, Vietnam, Yemen, Zambia y Zimbabue.

CUADRO 1: ESTIMACIONES DE LA β -CONVERGENCIA

	Muestra completa	Sub muestra restringida 1 (LPBIpc1950 > 7)	Sub muestra restringida 2 (LPBIpc1950 > 7,5)	Sub muestra restringida 3 (LPBIpc1950 < 8)
Constante	1,99*** (0,00)	3,50*** (0,00)	6,07*** (0,00)	0,21 (0,85)
Coefficiente de β	-0,10 (0,19)	-0,28*** (0,00)	-0,58*** (0,00)	0,15 (0,38)
Intervalo de confianza para β ⁽¹⁾	---	-0,48 a -0,105	-0,80 a -0,37	---
Velocidad	2,36%	4,40%	6,85%	---
R ² 1	0,02	0,12	0,38	0,01
Jarque Bera (normalidad)	1,74 (0,42)	4,82 (0,09)	8,58 (0,01)	2,16 (0,34)
Test de Breusch-Pagan (heterocedasticidad)	2,07 (0,15)	0,89 (0,34)	0,01 (0,92)	7,37 (0,07)
Observaciones	101	65	48	74

Nota: Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios. Entre paréntesis el p-valor. *** Significativo al 1%. ** Significativo al 5%. * Significativo al 10%.⁽¹⁾ Intervalo de confianza al 95% con análisis *Bootstrap* (999 replicaciones).

Fuente: Elaboración propia con datos de Total Economy Database.

Sólo los resultados obtenidos para las sub muestras restringidas 1 y 2 permitirían avanzar hacia el análisis de la σ -convergencia.

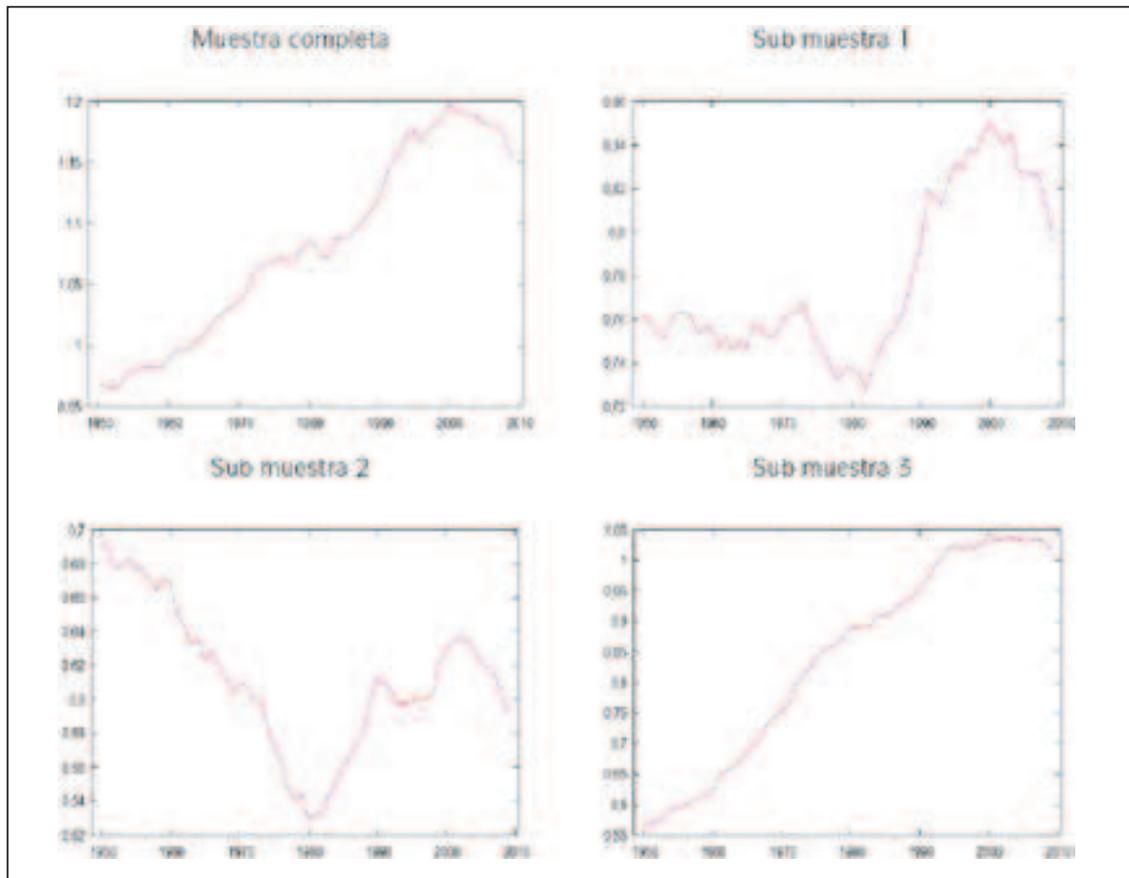
Sala-i-Martin (1996) muestra que la relación entre la σ -convergencia y la β -convergencia puede representarse adecuadamente por la siguiente expresión:

$$\sigma_t^2 \cong (1 - \beta)^2 \sigma_{t-1}^2 + \sigma_\mu^2 \quad (3)$$

De donde resulta que la β -convergencia es una condición necesaria para que la varianza no se incremente con el paso del tiempo. En el gráfico 2 se ilustra la dispersión del logaritmo del PBI per cápita entre 1950 y 2009. Para la sub muestra restringida 2, se pueden apreciar dos claros procesos de σ -convergencia entre los años 1950 y 1980 el primero, y desde 2003 el segundo. En tanto que para la sub muestra 1 el período es más acotado, abarcando el período 1973-1983. A partir de este último, un período de divergencia habría tenido lugar hasta el año 2000, luego del cual comenzaría un nuevo período de σ -convergencia hasta el 2009. Estos resultados son consistentes con la evidencia empírica internacional (Moncayo, 2004).



GRÁFICO 2: EVOLUCIÓN DE LA DISPERSIÓN EN EL LOG PBI PER CÁPITA ENTRE 1950-2009



Fuente: Elaboración propia con datos de Total Economy Database.

La dispersión de la muestra completa, como así también de la sub muestra restringida 3, se presentan para completar la ilustración. En estos casos no puede analizarse la σ -convergencia puesto que no se cumple la condición necesaria de β -convergencia.

4. LA RELACIÓN ESPACIO CRECIMIENTO Y LA CONVERGENCIA

El tema de la localización y la influencia ejercida en las actividades económicas, ya había sido abordado por Von Thünen en el siglo XIX. Actualmente, la relación entre el espacio y el crecimiento es abordada generalmente desde dos marcos teóricos: la Nueva Geografía Económica (Krugman, 1991) y la Nueva Teoría del Crecimiento.

Desde el primer enfoque se señala a la concentración geográfica como una fuente de ventajas competitivas. Esto da lugar a la formación de aglomerados espaciales, más allá de que en un instante inicial de estudio existan o no. Es decir, aun partiendo de una variable distribuida aleatoriamente en el espacio, siempre existirá un mecanismo capaz de generar aglomeraciones frente a un

shock. Por lo tanto, la distribución espacial final de las actividades económicas no resultará azarosa.

La segunda perspectiva ha centrado la atención en la dimensión espacial del crecimiento económico. Los métodos de la econometría espacial han permitido analizar las implicancias de estas nuevas aproximaciones teóricas (Braüninger y Niebuhr, 2005: p. 1). En particular, estudios como los de Fingleton (2003) y Funke y Niebuhr (2005) examinan el impacto de dependencia espacial sobre las disparidades en el crecimiento.

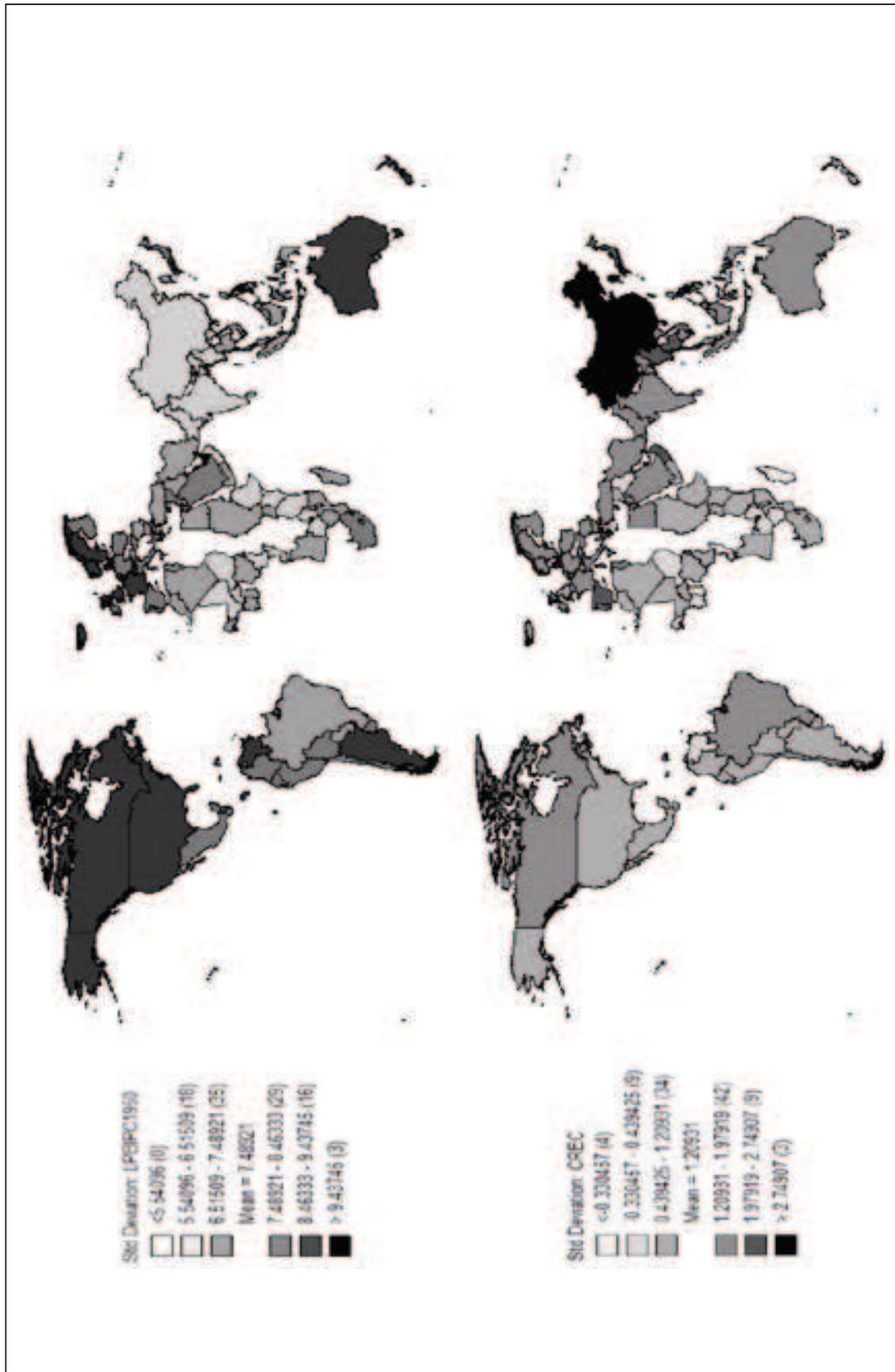
Este avance en las formulaciones teóricas del crecimiento económico, junto a las técnicas de la econometría espacial, ha hecho más evidente la necesidad de incorporar las relaciones de dependencia espacial en el análisis, para evitar estimaciones sesgadas por omisión de variables relevantes (Rey y Montouri, 1999; Corrado y Fingleton, 2010). En consecuencia, es el modelo β -convergencia incondicional con reconocimiento de efectos espaciales el que resultaría más adecuado para representar al fenómeno de estudio. A pesar de esto, las aplicaciones empíricas que consideran efectos espaciales a nivel de países son escasas. En este sentido, las investigaciones tienden a realizar el análisis en el marco regional. La relevancia de las mismas, están relacionadas con el estudio del efecto aglomeración (Ciccone, 2002; Braüninger y Niebuhr, 2005) y las implicancias de los procesos de integración (Kosfeld et. ál., 2002). En este trabajo, se incorpora de manera explícita la dependencia espacial en el ámbito de los países.

Resulta crucial entonces determinar si, la dotación de renta inicial y el crecimiento durante el período sobre los que se basa el modelo de β -convergencia incondicional, pueden considerarse distribuidas aleatoriamente en el espacio o no. Si no fuera este el caso, sería razonable considerar que las estimaciones presentadas en la sección anterior se encuentran sesgadas. Es decir, existirá un comportamiento no aleatorio que todavía no ha sido debidamente incorporado al modelo. En este sentido, el gráfico 3 presentado a continuación permite detectar claramente la dependencia espacial. En el gráfico 7 del apéndice se ilustra también la dispersión de Moran junto con la I de Moran⁶.

Para incorporar los efectos espaciales al análisis resulta necesario determinar la estructura para el retardo espacial a considerar. En este sentido, y como ilustra el gráfico 3, podría ser razonable definir una matriz de pesos W , simétrica, con coeficientes finitos y no aleatorios, que cuente con una estructura de retardo espacial de primer orden de tipo *reina*. La justificación está dada en el cambio gradual y no abrupto en lo relativo al grupo de pertenencia de cada país, lo que puede apreciarse en el gráfico de desviaciones estándar del logaritmo del PBI y crecimiento. En consecuencia, la vecindad quedaría planteada entre países que comparten la frontera. Las demás criterios de contigüidad física habitualmente considerados (*lineal*, *torre* y *alfil*) se descartan por la naturaleza del fenómeno estudiado, y por la configuración que sugiere la inspección del gráfico 3.

⁶ Se informa como indicador local de asociación espacial (LISA) univariado.

GRÁFICO 3: DESVÍO ESTÁNDAR DEL LOG PBI 1950 Y CRECIMIENTO ENTRE 1950 Y 2009. MUESTRA COMPLETA



Fuente: Elaboración propia con datos de Total Economy Database. Software: OpenGeoDa.

Es preciso destacar que otras formas suelen ser utilizadas y ensayadas en la especificación de la matriz de pesos espaciales W . Aunque la reseña de procedimientos presentada a continuación no pretende ser exhaustiva, los mismos constituyen las alternativas más difundidas⁷.

Cliff y Ord (1981) construyeron una matriz sobre la base de la distancia que separa a dos regiones i y j , (d_{ij}), ponderada por la frontera que presentan en común (β_{ij}). En este caso la formulación da lugar a una matriz asimétrica. De esta forma W se reduce a:

$$W_{ij} = (d_{ij})^{-a} (\beta_{ij})^b \quad (4)$$

donde a y b son parámetros.

Bodson y Peeters (1975) han sugerido que la matriz W considere un criterio de accesibilidad general. Esto es, que tenga en cuenta y combine los distintos canales de comunicación entre regiones. En consecuencia, esta formulación permite redefinir el concepto de vecindad, ya que para serlo habrá de haber buenos canales de comunicación entre las regiones. La formulación analítica de esta propuesta se expresa como:

$$w_{ij} = \sum_{j=1}^J k_j \left\{ a / [1 + b * \exp(-c_j d_{ij})] \right\} \quad (5)$$

siendo k_j la importancia relativa de las vías de comunicación, J el número de vías de comunicación, d_{ij} la distancia entre las regiones i y j . a , b y c_j son parámetros.

Case et ál. (1993) han propuesto que la matriz W se sustente en distancias económicas. En este caso, se asumirá que una región es vecina de otra cuando esas distancias, en términos de alguna variable económica operativa, sea pequeña (lo que deberá ser definido por el investigador). A menudo, desde esta perspectiva, la distancia económica es entendida como la reducción de los costos de transacción asociados a la interrelación económica de regiones lejanas entre sí (no contiguas). Esto es presumiblemente provocado por mejoras que se asocian a condiciones económicas estructurales similares y costos de información más bajos.

Más allá de las amplias y diversas posibilidades de las que se dispone, la selección del criterio para especificar la matriz W continúa siendo relativamente subjetivo, lo que constituye una de las principales debilidades al momento de modelizar los efectos espaciales de un fenómeno a estudiar. No obstante, el análisis exploratorio de los datos espaciales, técnica utilizada convencionalmente, suele sugerir la forma de la misma.

⁷ Para analizar otras especificaciones puede consultarse Corrado, L. y Fingleton, B. (2010).

En términos analíticos, la matriz W puede ser incluida básicamente de dos formas diferentes en la ecuación de convergencia, según la estructura de dependencia espacial existente. Para el caso de la dependencia espacial sustantiva (también conocido como “modelo lag”) sería de la siguiente forma:

$$\frac{1}{T} [\log(y_{i,T}) - \log(y_{i,0})] = \alpha + \rho W \left\{ \frac{1}{T} [\log(y_{i,T}) - \log(y_{i,0})] \right\} + \beta \log(y_{i,0}) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

donde W representa la matriz de pesos y ρ el coeficiente de autocorrelación espacial.

Por otra parte, la dependencia espacial subyacente puede ser residual, en cuyo caso la correcta especificación vendría dada por el siguiente modelo de “error espacial”:

$$\frac{1}{T} [\log(y_{i,T}) - \log(y_{i,0})] = \alpha + \beta \log(y_{i,0}) + \varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \mu_{it} \quad (7)$$

En este caso la autocorrelación espacial es recogida por λ a través del término de perturbación del modelo. Se asume también que $\mu_{it} \approx$ i.i.d. $(0, \sigma^2)$.

Existen diferentes contrastes diseñados para detectar la posible existencia de dependencia espacial, y en tal caso su tipología. Para el testeo de dependencia espacial sustantiva son habituales los contrastes basados en los multiplicadores de Lagrange, el LM-LAG propuesto por Anselin (1988) y el test LM-LE de Bera y Yoon (1992). El LM-LE es robusto frente a la existencia de un término de perturbación correlacionado espacialmente. Para la dependencia espacial residual es frecuente la utilización de los contrastes LM-ERR (Burrige, 1980) y su versión robusta LM-EL (Bera y Yoon, 1992), también basados en los multiplicadores de Lagrange. La ventaja del test LM-EL es que resulta robusto ante posibles especificaciones erróneas locales como la presencia de una variable endógena retardada espacialmente (Moreno y Vayá, 2000: 82).

El cuadro 2 presenta los contrastes de dependencia espacial.

CUADRO 2: CONTRASTES DE DEPENDENCIA ESPACIAL

Contrastes de dependencia espacial	Muestra completa	Sub muestra restringida 1 (LPBIpc1950 > 7)	Sub muestra restringida 2 (LPBIpc1950 > 7,5)	Sub muestra restringida 3 (LPBIpc1950 < 8)
LM-LAG ⁽¹⁾	2,26 (0,13)	1,12 (0,29)	0,05 (0,82)	2,01 (0,15)
LM-LE ⁽¹⁾	12,07*** (0,00)	2,49 (0,11)	4,37** (0,04)	6,30** (0,01)

LM-ERR ⁽²⁾	23,22*** (0,00)	12,21*** (0,00)	10,74*** (0,00)	14,37*** (0,00)
LM-EL ⁽²⁾	33,02*** (0,00)	13,58*** (0,00)	15,06*** (0,00)	18,65*** (0,00)
Observaciones	101	65	48	74

Nota: entre paréntesis el p-valor. *** Significativo al 1%. ** Significativo al 5%. * Significativo al 10%.

(1) La hipótesis nula es la existencia de dependencia espacial sustantiva, $\rho=0$ en la ecuación (6), frente a la alternativa de $\rho \neq 0$. (2) La hipótesis nula es la ausencia de dependencia espacial en el término perturbación, $\lambda=0$ en la ecuación (7), frente a la alternativa de existencia de un esquema de media móvil o autorregresivo en el término de la perturbación, $\lambda \neq 0$.

Fuente: Elaboración propia con datos de Total Economy Database.

De acuerdo con los resultados reportados en el cuadro anterior, sería razonable especificar y estimar un modelo de convergencia incondicional con dependencia espacial residual, tanto para la muestra completa como así también para todas las sub muestras consideradas. Para todos los casos se rechaza la hipótesis nula de ausencia de dependencia espacial en el término de perturbación.

Asimismo, para la muestra completa y las sub muestras restringidas 2 y 3, aunque no puede rechazarse la hipótesis de no existencia de dependencia espacial sustantiva en el test robusto LM-LE, el modelo de dependencia espacial residual resulta más adecuado. La razón es que el contraste LM-EL es significativo y posee un valor de probabilidad menor que el LM-LE (Moreno y Vayá, 2000).

Los modelos de error espacial podrían fundamentarse en la falta de correspondencia entre las delimitaciones formales de las unidades de observación y la verdadera extensión geográfica del fenómeno económico. Otro importante motivo puede radicar en la existencia de efectos provenientes de un crecimiento anómalo en regiones vecinas (Moreno y Vayá, 2000). En términos económicos, la dependencia sustantiva podría haber sido indicativa de crecimiento económico inducido por las regiones vecinas. Sin embargo, esto no se estaría verificando al considerar la vecindad en el sentido geográfico.

El cuadro 3 muestra la estimación de los modelos de error espacial por el método de Máxima Verosimilitud.

En las estimaciones reportadas en el cuadro 3 se destacan algunas importantes diferencias en relación al cuadro 1. En primer lugar, la inclusión de la dependencia espacial ha derivado en un considerable incremento en la medida de bondad de ajuste para la muestra completa, como así también para cada sub muestra. De esta manera, al excluir la dependencia espacial, en el modelo clásico se omite una variable de gran relevancia para el estudio de la convergencia.

CUADRO 3: ESTIMACIÓN DE MODELOS DE ERROR ESPACIAL

	Muestra completa	Sub muestra restringida 1 (LPBlpc1950 > 7)	Sub muestra restringida 2 (LPBlpc1950 > 7,5)	Sub muestra restringida 3 (LPBlpc1950 < 8)
Constante	4,74*** (0,00)	4,08*** (0,00)	6,98*** (0,00)	2,83** (0,02)
Coefficiente de β	-0,4060*** (0,0000)	-0,3389*** (0,0003)	-0,67*** (0,00)	-0,15 (0,34)
Coefficiente de λ	1,00*** (0,00)	0,99*** (0,00)	0,96*** (0,00)	0,99*** (0,00)
Velocidad	3,65%	4,69%	7,16%	3,15%
R ²	0,44	0,40	0,58	0,37
Test de Breusch-Pagan (heterocedasticidad)	11,17 (0,00)	5,46 (0,02)	2,67 (0,10)	6,30 (0,01)
Criterio de Akaike	178,48	93,02	56,93	144,68
Criterio de Schwarz	183,71	97,37	60,67	149,29
Observaciones	101	65	48	74

Nota: Estimación por Máxima Verosimilitud. Entre paréntesis el p-valor. *** Significativo al 1%. ** Significativo al 5%. * Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración propia con datos de Total Economy Database.

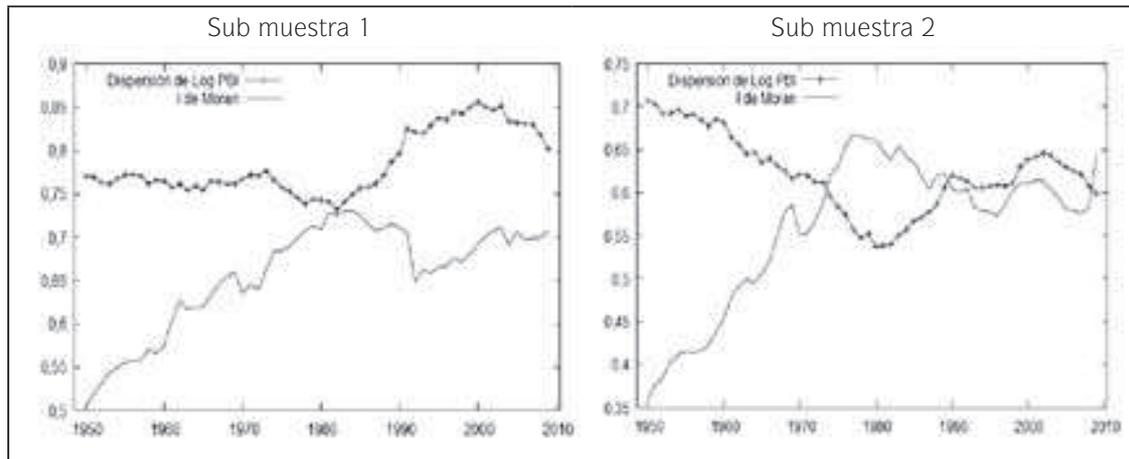
En segundo lugar, las estimaciones de los coeficientes de β muestran valores negativos, más cercanos a la unidad y significativos a excepción del correspondiente a la tercer sub muestra. Recuérdese que ésta última excluye a los países con logaritmo de renta per cápita igual o mayor a ocho, que son precisamente los que presentan el comportamiento vaticinado por el modelo incondicional.

Finalmente, puede apreciarse un aumento del 54 % en la velocidad de convergencia para el caso de la muestra completa en relación a la presentada en el cuadro 1. No obstante, para las sub muestras 1 y 2 se obtienen incrementos más modestos, del 6,6% y del 4,52% respectivamente. En el caso de la sub muestra 3, se reporta una velocidad de 3,15%, menor a la de la muestra completa (3,65%), ya que se consideran únicamente los países más volátiles.

Por otra parte, para los casos y períodos en los que se verifica β -convergencia no existe una tendencia clara entre la evolución de la dispersión del logaritmo del PBI per cápita y la I de Moran. El gráfico 4 ilustra esta situación.

Mientras que en el primer período de β -convergencia detectado para las sub muestras 1 y 2 (1973-1983 y 1950-1980 respectivamente) la relación es claramente inversa, lo que sucede desde el año 2000 en adelante no es tan evidente. Tampoco es trivial la relación durante los períodos en los que no se registra β -convergencia.

GRÁFICO 4: EVOLUCIÓN DE I DE MORAN VS. LOG PBI PER CÁPITA. MATRIZ W REINA DE PRIMER ORDEN



Fuente: Elaboración propia con datos de Total Economy Database.

En términos económicos, la tendencia descendente de la I de Moran podría suponer una dependencia cada vez menor de la renta per cápita de un país determinado respecto a sus vecinos inmediatos. Entre los factores que podrían motivar un proceso de este tipo se encontrarían fundamentalmente la globalización y los desarrollos tecnológicos junto con la apertura comercial de las economías, lo que facilitaría la interacción económica de países distantes entre sí. Dollar (2001) y Lindert y Williamson (2003) han proporcionado evidencia de convergencia entre los niveles de ingresos de países en desarrollo que se han globalizado y el nivel de ingresos de países desarrollados.

5. EL ENFOQUE DE QUAH

Los aportes de Quah (1993, 1995, 1996) resultaron provocativos para gran parte de la evidencia empírica comúnmente aceptada hasta ese momento. En especial, constituyó fundamentalmente una respuesta a los trabajos de Barro y Sala-i-Martin (1991 y 1992). Estos últimos, a su vez, habían popularizado la idea de convergencia condicional como replica a los trabajos de la década de los 80, que mostraban ausencia de convergencia absoluta.

Sus principales resultados vaticinan la desaparición gradual de los países de renta media, y su aglomeración en dos clases: países ricos que cada vez serán más ricos y países pobres que cada vez serán más pobres (Quah, 1995). A su vez, alerta sobre algunas deficiencias de las denominadas regresiones de Barro, en especial sobre la tasa de convergencia y la denominada falacia de Galton (Quah, 1993).

En las investigaciones de Barro y Sala-i-Martin (1991 y 1992) y Sala-i-Martin (1996) existe una marcada agrupación de las estimaciones del coeficiente β alrededor de una tendencia central. Dicha tendencia es la *mágica* tasa del 2% de convergencia (Quah, 1995: p. 5). La misma, según el autor, podría

corroborarse además para muestras que incluyan diferentes países como así también distintos períodos temporales. Por lo tanto, emergen naturalmente la conjetura sobre cuál es el papel que dicha tasa desempeña en la dinámica de los procesos de convergencia y si se trata de una estructura subyacente de la economía o no. En este sentido, Quah (1995) muestra cómo en realidad se trataría de un proceso de raíz unitaria de la siguiente forma. Partiendo de la siguiente ecuación de convergencia se tiene que:

$$T^{-1}(Y_i(T) - Y_i(0)) = \alpha - \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) Y_i(0) + \varepsilon_i(T) \quad (8)$$

donde Y representa el logaritmo del PBI per cápita en el país i , 0 el instante inicial, T el instante final, α un parámetro tecnológico, β la tasa de convergencia. Reescribiendo (8) y haciendo $b_T = e^{-\beta T}$ se tiene que:

$$T^{-1}(Y_i(T) - Y_i(0)) = a + b_T T^{-1} Y_i(0) + \varepsilon_i(T) \quad (9)$$

Multiplicando (9) por T , resulta que cuando β es 0,02 y T es igual a 10, b_T es igual a 0,82. Pero, si β es 0,02 y T es igual a 1, b_T es igual a 0,98, un valor muy cercano a la unidad. Es en este sentido que podría pensarse en la ecuación (8) como una prueba de raíz unitaria, y la concentración de los valores estimados de β agrupados en torno a 0,02 sería la aceptación de la misma. El trabajo de Nelson y Plosser (1982) constató la imposibilidad de rechazar la hipótesis de raíz unitaria para el PBI estadounidense y un conjunto de series macroeconómicas, lo que sirve de soporte en este sentido a los resultados de Quah (1995). Dado estos resultados, el análisis de convergencia de Quah (1995, 1996) se ha valido necesariamente de otro instrumento: la evolución de los kernels gaussianos de densidad en el tiempo. La necesidad de utilizarlos en reemplazo de regresiones *a la Barro* se fundamenta en la presencia de la falacia de Galton⁸ en éstas últimas. Pues como demuestra Quah (1993), las regresiones de convergencia habituales tienden a representar el comportamiento promedio.

Si el logaritmo del PBI per cápita, representado por Y , es una variable aleatoria que se distribuye a partir de una función de densidad $f(y)$, la estimación kernel de la función de densidad en un punto y viene representado por:

$$\hat{f}(y, h) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{y - Y_i}{h}\right) \quad (10)$$

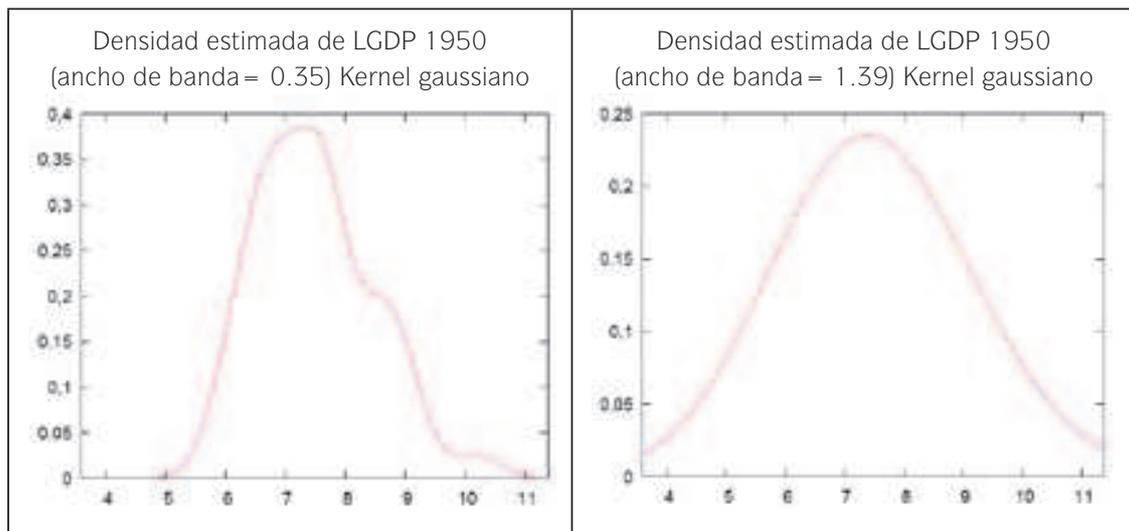
⁸ La falacia de Galton expresa que los hijos de padres altos regresan a la media, ya que en promedio miden menos que sus propios padres.

Donde n representa la cantidad de observaciones, h el ancho de banda e y la referencia utilizada para establecer a cuánto dista cada observación Y_i de y . El kernel gaussiano, K , viene determinado por:

$$K(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-0.5u^2} \quad (11)$$

La estimación de la función de densidad dependerá fundamentalmente del número de observaciones, n , y del ancho de banda o parámetro de suavizamiento, h . No obstante, dado que n queda perfectamente determinado por el tamaño de la muestra, lo que resulta trascendental es la adecuada elección del valor de h para obtener una correcta estimación de la ecuación (10). Un valor demasiado alto para h puede derivar en una densidad estimada unimodal, en tanto que un valor reducido para h podría conducir a una función de densidad estimada con múltiples modas. El gráfico 5 ilustra esta situación:

GRÁFICO 5: FUNCIONES DE DENSIDAD CON DIFERENTES ANCHOS DE BANDA.



Fuente: Elaboración propia con datos de Total Economy Database.

En consecuencia, la correcta determinación del valor del parámetro de suavizamiento resulta crucial en la metodología propuesta por Quah (1995, 1996), para no obtener resultados espurios. Esta es una de las principales debilidades de la metodología de Quah. Para resolver esta controversia, se adopta el criterio de Silverman (1986), quien sugiere resolver el problema de elección del ancho de banda utilizando:

$$h^* = 0.9kn^{-0.2} \min(s, (IQR)/1.34) \quad (12)$$

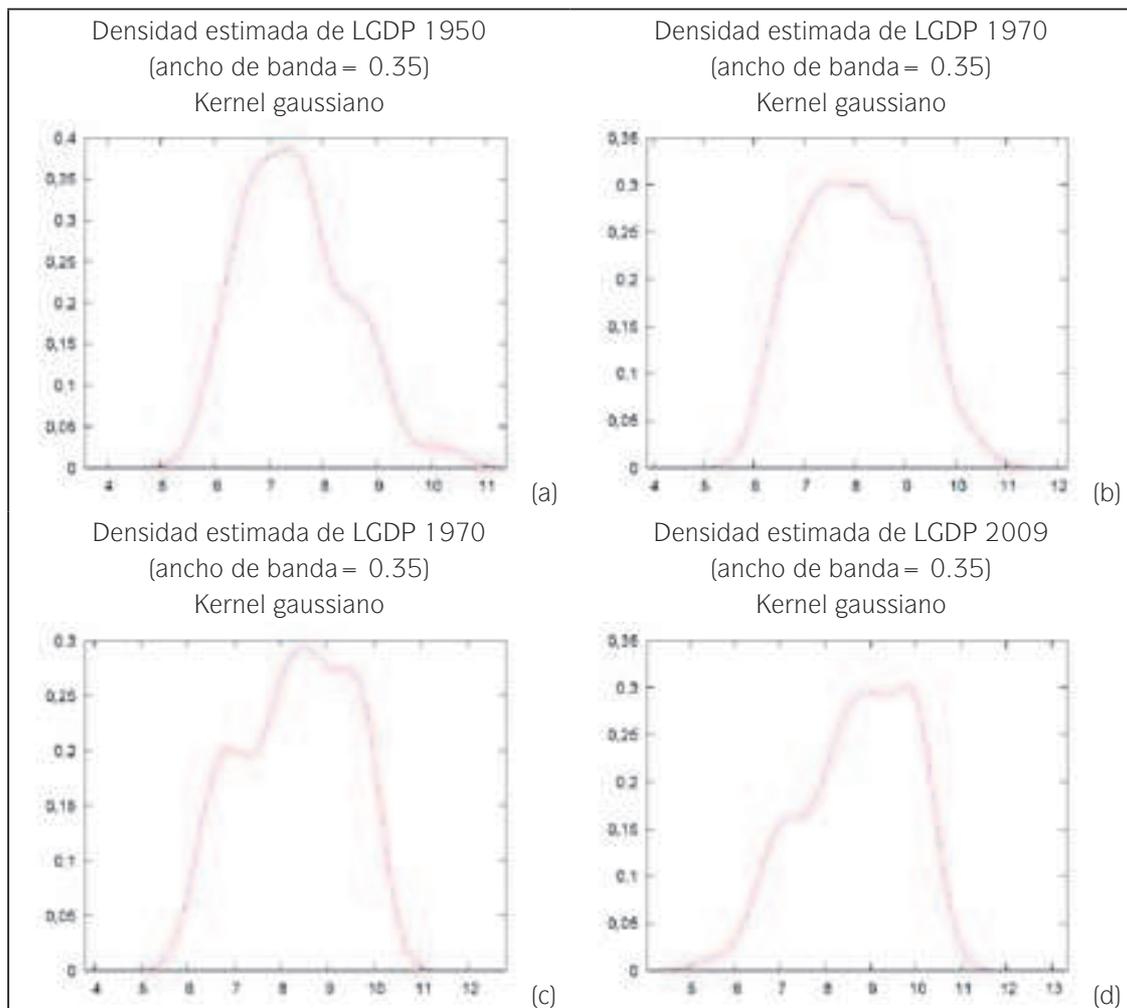
siendo h^* el ancho de banda óptimo, k una transformación canónica del ancho de banda que difiere entre las funciones kernel, n el número de observaciones, s la desviación estándar de la muestra e IQR el rango intercuartílico.

La importancia del análisis de convergencia se traslada a la determinación de cómo evolucionan las funciones de densidad de la muestra de países con el transcurso del tiempo. El autor arriesga que una inevitable transición de una distribución unimodal a otra bimodal tendrá lugar en el largo plazo. Este fenómeno ocurriría por la desintegración del grupo formado por países de ingresos medios (Quah, 1995 y 1996).

En el gráfico 6 se presentan las funciones de densidad del logaritmo del PBI per cápita para los años 1950, 1970, 1990 y 2009.

De acuerdo con la metodología sugerida, habría un notable proceso de convergencia desde 1950 hasta los primeros años de la década del '70. En ese período hay una marcada tendencia hacia una función de densidad con una única moda. No obstante, y presumiblemente afectada por el *shock* del precio del crudo, se evidencia un cambio hacia una función de densidad multimodal. Para el último año considerado, se observa nuevamente una transición hacia una curva más acampanada, indició de convergencia.

GRÁFICO 6: EVOLUCIÓN DE LAS FUNCIONES DE DENSIDAD DEL LOG PBI PER CÁPITA



Fuente: Elaboración propia con datos de Total Economy Database.

Para comprender la transición dinámica de la distribución del logaritmo del PBI entre los años 1950 y 2009, lo que gráficamente supone el paso del gráfico 6 (a) al 6 (d), se estima una cadena de Markov de un paso con cuatro estados, cuyos resultados se resumen en el cuadro 4. La matriz formada por los coeficientes de este cuadro es la *matriz de transición*, a la se denominará P^9 .

Cada estado representa en este caso un cuartil de la distribución del logaritmo del PBI considerada en forma ascendente. A los mismos se los denominará E1, E2, E3 y E4. De esta forma, E1 representa el cuartil más bajo y por ende el de países más pobres, en tanto que E4 el cuartil más alto y en consecuencia el de países más ricos. Los cuartiles E2 y E3 pueden ser interpretados como países de renta per cápita media baja y media alta respectivamente. Cada fila del cuadro 4 debe ser considerada como el estado de partida de la variable y cada columna como el estado de llegada. Siendo así se ilustra, por ejemplo, que de los 25 países que partieron del primer estado, sólo 8 pudieron acceder a cuartiles de ingresos más altos de ingresos al cabo de 60 años. Concretamente, 6 avanzaron al cuartil de renta media baja y 2 al de renta media alta.

CUADRO 4: CADENA DE MARKOV DE UN PASO CON 4 ESTADOS PARA LPBI PER CÁPITA

N° DE OBS.	CUARTIL	CUARTIL			
		0,25 (E1)	0,50 (E2)	0,75 (E3)	1 (E4)
25	0,25 (E1)	0,68	0,24	0,08	0
25	0,50 (E2)	0,32	0,44	0,16	0,08
25	0,75 (E3)	0	0,32	0,52	0,16
26	1 (E4)	0	0	0,23	0,77

Fuente: Elaboración propia.

El análisis sugiere un patrón de persistencia poco significativo para los estados E2 y E3, ya que sus valores en la diagonal principal no son altos. El valor más elevado sobre dicha diagonal es el correspondiente a E4, lo que es indicio de que los países más ricos tienden a mantenerse en este grupo. En efecto, el 77% lo ha logrado durante el período de estudio. El segundo valor más alto de la diagonal principal es el que se encuentra asociado a E1. Esto da

⁹ La matriz de transición es ergódica, por lo que la cadena de Markov también lo es. Esto implica que dicha matriz tiene un límite definido e independiente del estado inicial. La matriz P es:

$$P = \begin{bmatrix} 0,68 & 0,24 & 0,08 & 0 \\ 0,32 & 0,44 & 0,16 & 0,08 \\ 0 & 0,32 & 0,52 & 0,16 \\ 0 & 0 & 0,23 & 0,77 \end{bmatrix}$$

Los valores propios asociados (redondeados) a la matriz de transición son: 1; 0,795675; 0,422185 y 0,191370. En consecuencia, el comportamiento asintótico de LPBIpc se encuentra determinado por el vector propio que se asocia al valor propio unitario.



cuenta de una elevada persistencia a permanecer en el cuartil de ingresos más bajos por parte de aquellos países que partieron de esta situación.

La principal característica de esta dinámica de la distribución es la existencia de una moderada movilidad desde los estados E2 y E3 hacia sus estados inmediatos. En este sentido, no se verifica una fuerte desintegración de los grupos formado por países de estos dos cuartiles.

Para cuantificar la movilidad implícita en la matriz de transición, se utilizan dos índices propuestos por Quah. Concretamente, propone la construcción de los siguientes indicadores:

$$\mu_1(P) = (K-1)^{-1} \left[K - \sum_{i=1}^k \lambda_i \right] \quad (13)$$

$$\mu_2(P) = 1 - \lambda_2 \quad (14)$$

Siendo P la matriz de transición, K la cantidad de valor propios asociados a P y λ_2 el segundo valor propio más alto. Esas medidas pueden ser entendidas como indicadores de la velocidad de convergencia, aunque en diferentes sentidos. Mientras $\mu_1(P)$ se refiere a la velocidad con la que el proceso se dirige a su estado estacionario (entendido aquí, como el estado ergódico recogido por el vector ergódico), $\mu_2(P)$ hace alusión a la velocidad con la que se corrige el desequilibrio de corto plazo. Los resultados para estas medidas se informan a continuación en el cuadro 5:

CUADRO 5: VELOCIDAD DE CONVERGENCIA

<i>Indicador</i>	<i>Valor</i>
$\mu_1(P)$	0,530256
$\mu_2(P)$	0,204325

Fuente: Elaboración propia.

Se evidencia una moderada velocidad de convergencia entre todas las economías de la muestra hacia el estado estacionario. El desequilibrio de corto plazo se corrige lentamente. Esto último implica que una vez ocurrido un shock económico que aleja a las economías de su recorrido hacia el estado estacionario, el ajuste que tiene lugar es parcial y gradual, demandando varios períodos para alcanzar el sendero de largo plazo.

El vector ergódico¹⁰ de P es:

$$V = [0,2475; 0,2475; 0,2475; 0,2575]$$

¹⁰ El vector ergódico de una cadena ergódica está definido como “el vector propio de P asociado al valor propio unitario” (Hamilton, p. 681). Habitualmente, ese vector propio es normalizado para que sus elementos sumen la unidad.

La información que proporciona el vector ergódico es que, independientemente del estado inicial que ocupaba cada país en 1950, y suponiendo que la matriz P se mantiene vigente para todo el período de análisis, el 24,75% de los países convergerán en E_1 , el 24,75% en E_2 , el 24,75% en E_3 y el 25,75% restante en E_4 . La distribución ergódica es normal, y la principal implicancia es que podría aceptarse la hipótesis de convergencia incondicional como suceso dominante durante el período de estudio, más allá de la existencia de sub períodos en donde ha existido divergencia. Estas conclusiones no se modifican significativamente si se consideran 5 estados¹¹.

La utilización de matrices de transición ha sido resistida por algunos autores para el estudio de la convergencia, ya que de acuerdo con Chumacero (2001) conducen de manera necesaria a la conclusión de convergencia absoluta.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se presenta un análisis de convergencia económica internacional para una muestra de 101 países en el período 1950-2009. El desarrollo metodológico se concentra en las técnicas de las regresiones *a la Barro*, en el sentido clásico en primera instancia y luego con reconocimiento de dependencia espacial, y en la propuesta desarrollada por Quah.

El modelo β -convergencia incondicional ha sido cuestionado y rechazado por su escaso poder explicativo cuando se analizan muestras grandes con países muy heterogéneos entre sí. No obstante, la aplicación de dicho test a muestras más pequeñas y homogéneas ha dado lugar a la convergencia incondicional (Baumol, 1986). En efecto, fue posible detectar a partir de sub muestras restringidas, una correspondencia entre el incremento en el valor de la restricción de la dotación de renta inicial y la significatividad del coeficiente de β junto con la velocidad de convergencia. Esto posibilitó extender el análisis a la σ -convergencia para las sub muestras 1 y 2. Al respecto, pudo notarse un proceso de continua disminución en la dispersión del PBI real per cápita durante el período 1950-1980 para la sub muestra 2 y para el período 1973-1983 para la sub muestra 1. Asimismo, ambas indican un proceso de σ -convergencia para al menos los seis últimos años del estudio.

Estos resultados han sido reforzados a partir de la consideración de la dependencia espacial. La inclusión del error espacial a partir de una matriz de contactos W con estructura reina de primer orden, derivó en cuatro resultados principales. En primer lugar, hubo una mejora sustancial en la medida de bondad de ajuste para las cuatro posibilidades ensayadas. En segundo lugar, los coeficientes de β se tornaron más significativos para la muestra completa, como así también las sub muestras 1 y 2. En tercer lugar, y como consecuencia

¹¹ Existe una tendencia a la polarización que resulta desdeñable. En el cuadro 5 del apéndice, se ilustra una cadena de Markov de un paso con cinco estados y en el cuadro 6 la velocidad de convergencia implícita en dicha construcción.

del resultado anterior, se verificó un importante incremento en la velocidad de convergencia. Finalmente, no existe una relación estable entre la I de Moran y la dispersión del logaritmo del PBI per cápita para el caso de las sub muestras que evidencian β -convergencia.

Por otra parte, la metodología de Quah que ha intentado superar dos problemas fundamentales de las regresiones *a la Barro*, vinculados a la posibilidad de que detrás de la misma exista en realidad una prueba de raíz unitaria y de la denominada falacia de Galton, no se encuentra libre de dificultades. La gran diversidad de métodos para determinar el ancho de banda óptimo en la estimación kernel de una función de densidad, revela lo controvertido de tal metodología. Haciendo uso del ancho de banda óptimo propuesto por Silverman (1986) se analizó la transición dinámica de las funciones de densidad estimadas. Asimismo, se estimaron cadenas de Markov de un paso de 4 y 5 estados. Se encontró evidencia de convergencia desde 1950 hasta los años iniciales de la década del 70. En ese período hay una marcada tendencia hacia una función de densidad con una única moda. Luego, se vislumbra un cambio hacia una función de densidad multimodal, y en el último año considerado en el análisis se observa nuevamente una transición hacia una curva más acampanada, indició de convergencia.

El análisis de cadenas de Markov, no reveló el desvanecimiento de la clase media de países postulado por Quah. La cadena con cuatro estados, reveló evidencia a favor de una situación de largo plazo (representada por el vector ergódico al que tiende la distribución de manera asintótica) en la que habría aproximadamente un 25% de países en cada estado en el instante final. Además, dado que la cadena resultante fue ergódica, la situación final de los países no depende del estado inicial de partida. Es aquí donde aparece la principal diferencia con la metodología de regresiones *a la Barro*. Mientras en éstas, la convergencia se torna más evidente para sub muestras que van considerando países que parten con dotaciones de renta inicial más alta, en el procedimiento de Quah la tendencia a converger es generalizada e independiente del punto de partida de cada país para el período 1950-2009.

El presente trabajo podría ampliarse en futuras líneas de investigación, mediante la estimación de un modelo de convergencia desarrollado sobre la base de regresiones ponderadas geográficamente.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abramovitz, M. (1986): "Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind", *The Journal of Economic History*, 46, 385-406.
- Alonso, F. y J.L. Cendejas (2006): "Convergencia presupuestaria y ciclo económico en la Unión Europea", *Revista de Economía Mundial*, 15, 35-64.
- Aixalá, J. y Simón, B. (2003): "Sobre convergencia y cambio estructural. Un apunte para las regiones españolas", *Ekonomiaz*, 53(2), 272-295.

- Anselin, L. (1988): "Lagrange Multiplier test Diagnostic for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity", *Geographical Analysis*, 20-1, 1-17.
- Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- Anselin, L. (1994): "Local Indicators of Spatial Association - LISA", *Research Paper 9331*, Regional Research Institute and Department of Economics. West Virginia University.
- Anselin, L. (1998): "Exploratory Sapatial Data Analysis in a Geocomputational Environment". *Regional Research Institute and Department of Economics*. West Virginia University. Actas de la conferencia de GeoComputación 1998, Bristol (UK).
- Arbia, G. y Deglistudi A. (2004): "Alternative Approaches to Regional Convergence Exploiting both Spatial and Temporal Information", *Estudios de Economía Aplicada*, 22-3, 431-450.
- Barro, R. J. (1991): "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *The Quarterly Journal of Economics*, 106-2, 407-443.
- Barro, R. J. y Sala-I-Martin X. (1991): "Convergence Across States and Regions", *Brooking Papers on Economic Activity*, 107-182.
- Barro, R. J. y Sala-I-Martin X. (1992): "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100-2, 223-251.
- Baumol, W. (1986): "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show", *The American Economic Review*, 76-5, 1072-1085.
- Ben-David, D. (1997): "Convergence Clubs and Diverging Economies", CEPR, *Working Paper N° 922*.
- Bera, A. K. y Yoon, M. J. (1992): "Simple Diagnostic test for spatial dependence", *University of Illinois, Department of Economics* (mimeo), Champaign, IL: Department of Economics, University of Illinois.
- Bernard, A. y Durlauf, S. N. (1995): "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, 10, 97-108.
- Bianchi, M. (1997): "Testing for Convergence: Evidence from Non-Parametric Multimodality Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 12-4, 393-409.
- Bodson, P. y Peeters, D. (1975): "Estimation of the Coefficients of a Linear Regression in the Presence of Spatial Autocorrelation. An application to a Belgian labour-demand function", *Environment and Planning*, 455-472.
- Blot, C. y F. Serranito (2006): "Convergence of Fiscal Policies in EMU: A Unit-root Tests Analysis with Structural Break", *Applied Economics Letters*, 13(4), 211-216.
- Braüninger, M. y Niebuhr, A. (2005): "Agglomeration, Spatial Interaction and Convergence in the EU", *HWWA Discussion Paper*, 322. Hamburg.

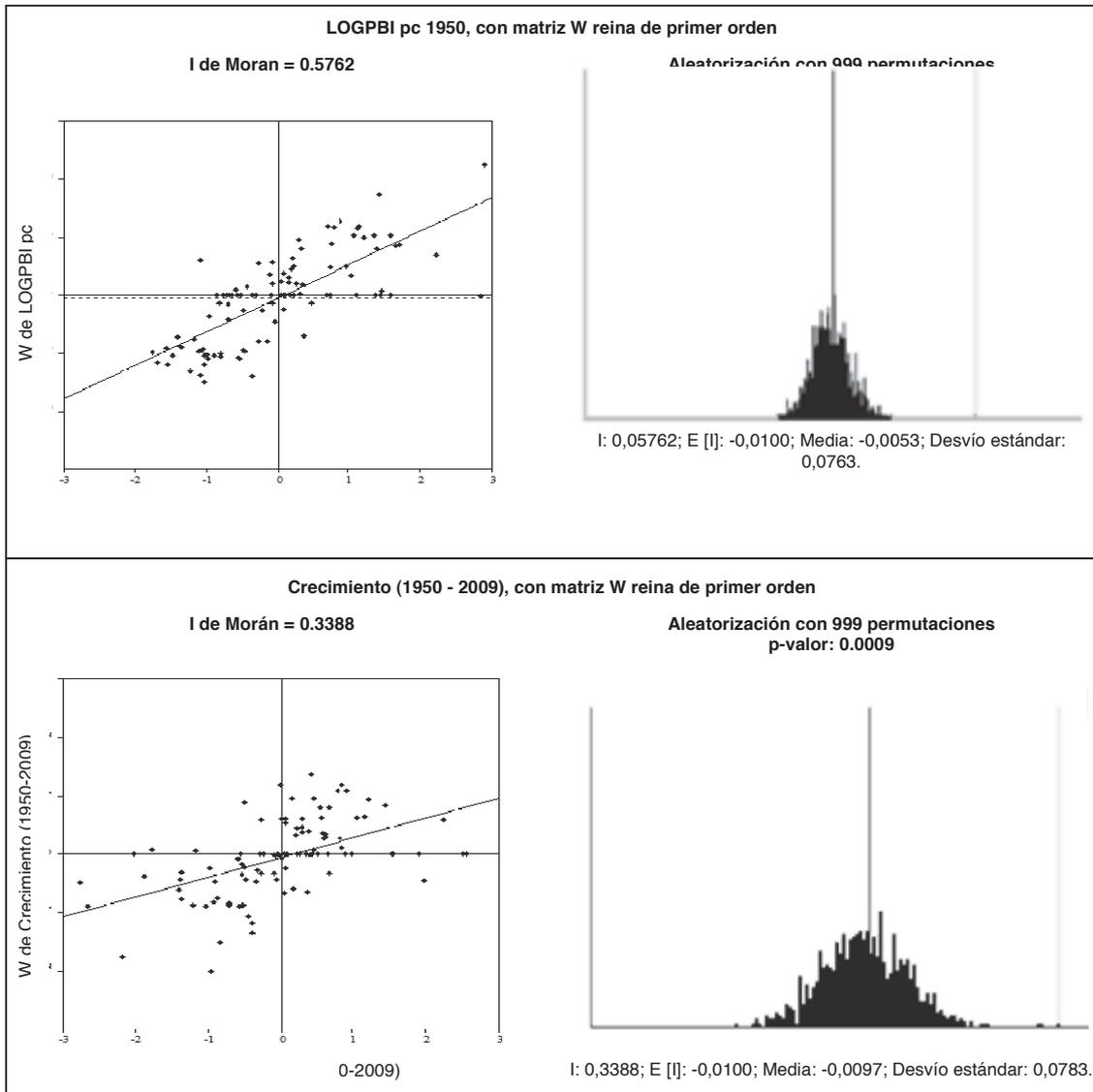
- Burridge, P. (1980): "On the Cliff-Ord Test for Spatial Autocorrelation", *Journal of the Royal Statistical Society B*, 42, 107-108.
- Carvalho, V. M y Harvey, A. C. (2005): "Convergence in the Trends and Cycles of Euro-zone Income", *Journal of Applied Econometrics*, 20, 275–289.
- Case, A., Rosen, H. y Hines, J. (1993): "Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States", *Journal of Public Economics*, 52, 285-307.
- Chumacero, R. A. (2001): "Absolute Convergence, Period", Quinta Conferencia Annual del Banco Central de Chile, Department of Economics of the University of Chile and Research Department of the Central Bank of Chile. 1-33.
- Ciccone, A. (2002): "Agglomeration-Effects in Europe", *European Economic Review*, 46, 213-247.
- Cliff, A. y Ord, J. (1981): *Spatial Process. Models and Applications*. Pion. Londres.
- Corrado, L. y Fingleton, B. (2010): "Where is the Economics in the Spatial Econometrics", *Discussion Papers in Economics*, 11-01, 1-34.
- Delgado, F.J. y M.J. Presno (2010): "Tax Policy Convergence in the EU: An Empirical Analysis", *Revista de Economía Mundial*, 26, 53-83.
- Dollar, D. y Wolff E.(1994): "Capital Intensity and TFP Convergence in Manufacturing, 1963–1985", en William J. Baumol, Richard R. Nelson, and Edward N. Wolff, eds., *Convergence of Productivity: Cross National Studies and Historical Evidence*, Nueva York, Oxford University Press.
- Dollar, D. (2001): "Globalization, Inequality and Poverty since 1980", *working paper*, World Bank, 1-39.
- DeLong, J.B. (1988): "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment," *American Economic Review*, 78-5, 1138-1154.
- Fingleton, B. (2003): "Models and Simulations of GDP per Inhabitant Across Europe's Regions, A Preliminary View", *European Regional Growth*, Springer-Verlag, 11-53.
- Funke, M. y Niebuhr, A. (2005): "Regional Geographic R&D Spillovers and Economic Growth-Evidence from West Germany", *Regional Studies*, 39, 143-154.
- Hamilton, J. D. (1994): *Time Series analysis*, Princeton University Press.
- Islam, N. (1995): "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1127–1170.
- Islam, N. (2003): "What Have We Learnt from the Convergence Debate?", *Journal of Economic Surveys*, 17(3), 309-362.

- Kosfeld, R., Ecke, H. y Greger, C.(2002): “Regional Convergence in Unified Germany, A Spatial Econometric Perspective”. *Nomos-Press Series Edition 19*.
- Krugman, P. (1991): “Increasing Returns and Economic Geography”, *Journal of Political Economy*, 99, 483-499.
- Lee, K. M., Pesaran, H. y Smith R (1997): “Growth and Convergence: A Multicountry Empirical Analysis of the Solow Growth Model”, *Journal of Applied Econometrics*, 12, 357–392.
- Lindert, P. H. y Williamson, J. G. (2003): “Does Globalization Make the World More Unequal?”, NBER, 227-275.
- Lucas, R. (1988): “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 22-1, 3-42.
- Mankiw, G., Romer, D y Weil, N. (1992): “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-413.
- Moncayo, E. (2004): “El debate sobre la convergencia económica internacional y regional: enfoques teóricos y evidencia empírica”, *Economía y desarrollo*, 3-2, 7-47.
- Moreno, R. y Vayá, E. (2000): *Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: La econometría espacial*. Edicions Universitat de Barcelona.
- Nelson C. R. y Plosser C. I. (1982): “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications”, *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Quah, D. (1993): “Galton’s Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis”, en *The Scandinavian Journal of Economics*, 95-4, 427-443.
- Quah, D. T. (1995): “Empirics for Economic Growth and Convergence”, *Centre for Economic Performance, Discussion Paper N° 253*, 1-23.
- Quah, D. (1996): “Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics”, *The Economic Journal*, 106-43, 1045-1055.
- Rebelo, S. (1991): “Long Run Policy Analysis and Long Run Growth”, *Journal of Political Economy*, 500-521.
- Rey, S. y Montouri, B. (1999): “US Regional Income Convergence a Spatial Econometrics Perspective”, *Regional Studies*, 145-156.
- Rodrick, D. (2011 a): “The Future of the Economic Convergence”, *Jackson Hole Symposium of the Federal Reserve Bank of Kansas City*, 1-49.
- Rodrick, D. (2011 b): “Unconditional Convergence”, *NBER Working Paper 17546*, 1-39.
- Romer, D. (2006): *Advanced Macroeconomics*, Mc. Graw Hill Irwin, 3^o Edición. Nueva York.

- Romer, P. (1986): "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 94-5, 1002-1037.
- Sala-i-Martin (1996): "Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence", *European Economic Review*, 40, 1325-1352.
- Silverman B. W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman & Hall, Londres.
- Solow, R. T. (1956): "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- Swan, T. (1956): "Economic Growth and Capital Accumulation", *Economic Record*, XXXII, 334-361.
- The Conference Board (2010): *Total Economy Database*. En <http://www.conference-board.org/economics>. [Último acceso: noviembre de 2011].

APÉNDICE

GRÁFICO 7: DISPERSIÓN DE MORAN E I DE MORAN PARA LOG PBI PER CÁPITA 1950 Y CRECIMIENTO ENTRE 1950 Y 2009.MUESTRA COMPLETA.



Fuente: Elaboración propia con datos de Total Economy Database. Software: OpenGeoDa.



CUADRO 5: CADENA DE MARKOV DE UN PASO CON 5 ESTADOS PARA LPBI PER CÁPITA

N° DE OBS.	QUINTIL	QUINTIL				
		0,20 (E1)	0,40 (E2)	0,60 (E3)	0,80 (E4)	1 (E5)
20	0,20 (E1)	0,65	0,25	0,05	0,05	0
20	0,40 (E2)	0,25	0,4	0,35	0	0
20	0,60 (E3)	0,05	0,2	0,35	0,4	0
20	0,80 (E4)	0,05	0,05	0,15	0,4	0,35
21	1 (E5)	0	0,10	0,05	0,19	0,67

Fuente: Elaboración propia. Los países están segmentados ahora por renta per cápita baja (E1), media-baja (E2), media-media (E3), media-alta (E4) y alta (E5). Los valores propios asociados (redondeados) a la matriz de transición son: 1; 0,752345; 0,405435; 0,327174 y -0,018287. En consecuencia, el comportamiento asintótico de LPBIpc se encuentra determinado por el vector propio que se asocia al valor propio unitario. El vector ergódico de P es: $V = [0,1949; 0,1945; 0,1838; 0,2082; 0,2186]$.

CUADRO 5: VELOCIDAD DE CONVERGENCIA

<i>Medida</i>	<i>Valor</i>
$\mu_1 (P)$	0,633333
$\mu_2 (P)$	0,247655

Fuente: Elaboración propia.

¹ Los bajos valores de los coeficientes de determinación de la muestra completa como así también de la sub muestra restringida 3 son producto de la alta volatilidad que presentan algunos de los países considerados en las mismas. El fenómeno de la sensibilidad de los resultados a la composición de la muestra ya había sido advertido por Ben-David (1997).