

19-21 de Octubre 2022 | Granada

INTERNATIONAL CONFERENCE ON REGIONAL SCIENCE

Challenges, policies and governance of the territories in the post-covid era

Desafíos, políticas y gobernanza de los territorios en la era post-covid

XLVII REUNIÓN DE ESTUDIOS REGIONALES

XIV CONGRESO AACR



RESUMEN AMPLIADO

Título: Evolución de la convergencia en las regiones europeas (2000-2019)

Autores y e-mail:

Alex Costa, acosta@gmail.com

*Departamento de Análisis Oficina Municipal de Dades
Ayuntamiento de Barcelona, Spain*

Vittorio Galletto, vittorio.galletto@uab.cat

Instituto de Estudios Regionales y Metropolitanos de Barcelona, Spain

Jaume Garcia, jaume.garcia@upf.edu

*Departamento de Economía y Empresa
Universitat Pompeu Fabra, Spain*

Josep Lluís Raymond, josep.raymond@gmail.com

*Departamento de Economía y de Historia Económica
Universitat Autònoma de Barcelona, Spain*

Daniel Sánchez-Serra, daniel.sanchezserra@oecd.org

*Statistics and Data Directorate
Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), France*

Área Temática: *Sesión especial S04 “Disparidades regionales en Europa y en España desde 2007 hasta la fecha. Evolución, causas y perspectivas”.*

Palabras Clave: *(máximo 6 palabras) convergencia beta, convergencia sigma, paridad poder de compra, economía regional,*

Clasificación JEL: E01 Measurement and Data on National Income and Product Accounts and Wealth; O47 Cross-Country Output Convergence; O18 Urban, Rural, Regional, and Transportation Analysis; R11 Regional Economic Activity: Growth, Development, Environmental Issues, and Changes.

Índice del trabajo

- 1) Objetivos y principales aportaciones
- 2) Conceptos y breve revisión de la literatura
- 3) Fuentes de datos
- 4) La evolución de la convergencia sigma
- 5) Estimación de la convergencia sigma por grupos de regiones: Regiones ricas y regiones pobres en 2000
- 6) Convergencia beta: La aparente paradoja entre divergencia sigma y convergencia beta
- 7) Forma alternativa de definir la convergencia beta e implicaciones
 - 7.1) Convergencia beta según el planteamiento estándar
 - 7.2) Convergencia beta según el planteamiento propuesto
- 8) Problemas de estimación y recuperación de los efectos fijos
- 9) Resultados obtenidos
 - 9.1) Test de estacionariedad
 - 9.2) Análisis de la robustez: ensayo de estimadores alternativos
 - 9.3) Test de igualdad de efectos fijos
 - 9.3) Solución de equilibrio a largo plazo y sigma de equilibrio
 - 9.4) Velocidad de convergencia de cada región a su PIBpc relativo de equilibrio
 - 9.5) Correlación entre los valores de los PIBpc relativos de equilibrio y sus valores iniciales
- 10) Consideraciones finales

1. Objetivo y principales aportaciones

El objetivo del presente trabajo es el análisis de la convergencia en los niveles de renta en las regiones europeas de los países de la zona Euro en el periodo reciente (2000-2019). Pasados ya más de diez años desde el inicio de la crisis económica de 2008, parece un tiempo suficiente como para analizar la evolución de los niveles de producción por persona en las regiones europeas reconociendo, como no podría ser de otra manera, que la reciente pandemia de la covid19 impactará en dichos niveles.

Si bien dicho análisis cuenta con numerosos estudios anteriores (véase, por ejemplo, Monfort 2008 y 2020), una particularidad del presente trabajo es que los niveles de PIB per cápita regionales se ajustarán por el nivel de precios local y no por el del país al que pertenecen. Como es sabido, los niveles de precios pueden diferir entre países, por lo que una misma cantidad monetaria (en euros, por ejemplo) puede dar acceso a un conjunto de bienes y servicios diferente en cada lugar; es decir, la no consideración del nivel de precios local puede dar a lugar a comparaciones espurias del nivel de PIB per cápita si no se tienen en cuenta el nivel de precios local.

Tradicionalmente, y ante la falta de una alternativa mejor, este problema se ha enfrentado empleando como factor de ajuste de los diferentes niveles de precios el indicador de Paridad de Poder de Compra (PPC) específico de cada país. Ahora bien, como se demuestra en Costa et al 2022, la introducción de un único factor de corrección (la PPC del país) para el conjunto de regiones de un país, puede llevar, más que a corregir un error, a introducir un ulterior error: al ser la PPC del país una media de las PPC de las diferentes regiones, se puede dar una sobreestimación de las medidas monetarias en las regiones más ricas (ya que el nivel de precios en estas regiones suele ser superior a la media nacional) y viceversa, una subestimación en las regiones menos ricas (donde el nivel de precios suele ser inferior al promedio nacional).

En este trabajo, en cambio, emplearemos como factor de ajuste las PPC específicas de cada región (obtenidas según el procedimiento descrito en Costa et al 2022, procedimiento resumido en la sección 3 más adelante), lo que constituye una de las contribuciones principales de este trabajo en el campo del análisis de la convergencia.

Por otra parte, dicho análisis se focalizará en las medidas clásicas en el campo de estudio, como son la convergencia beta y la convergencia sigma (definidas en la siguiente sección 2). Ahora bien, como se verá, el análisis realizado sobre ambos tipos de convergencia pondrá de manifiesto la existencia de una aparente paradoja o contradicción entre ambas,

lo que nos llevará a definir una forma alternativa la convergencia beta (sección 7), y ello supone una segunda aportación del presente trabajo.

Los resultados que se obtienen están en consonancia con la mayor parte de trabajos que analizan la convergencia sin corregir por precios regionales, en el sentido de señalar un periodo de convergencia sigma en el periodo 2000-2008 y de divergencia sigma a partir de este año. Con relación a la convergencia beta, se obtiene evidencia de que esta siempre opera, en contradicción con la pauta observada de la convergencia sigma. Por ello se propone una nueva definición de convergencia beta que permite confirmar la ausencia de convergencia en el PIB per cápita de las regiones europeas en el periodo 2000-2019.

2. Conceptos y breve revisión de la literatura

Se entiende que se da convergencia beta cuando la correlación entre el crecimiento de la renta a lo largo del tiempo y su nivel inicial es negativa. La convergencia beta se refiere a un proceso en el que las regiones pobres crecen más rápido que las ricas (Barro & Sala-i-Martin 1991). Cuando se supone que todas las economías convergen hacia el mismo estado estacionario (en términos de PIB per cápita y tasa de crecimiento), se dice que la convergencia beta es absoluta. Sin embargo, el estado estacionario puede depender de características específicas de cada economía. Estos factores pueden variar de una economía a otra incluso a largo plazo. Entonces se dice que la convergencia beta es condicional (Barro & Sala-i-Martin 1992; Mankiw et al 1992; Galor 1996; Temple 1999).

Por otra parte, la “convergencia sigma” implica que la dispersión del ingreso real per cápita en un grupo de economías disminuye con el tiempo (Barro & Sala-i-Martin 1991). Mientras que la convergencia beta se enfoca en detectar posibles procesos de catch-up, la convergencia sigma simplemente se refiere a una reducción de las disparidades entre regiones en el tiempo. Los dos conceptos están estrechamente relacionados. Formalmente, la convergencia beta es necesaria pero no suficiente para que tenga lugar la convergencia sigma (Sala-i-Martin 1996). Intuitivamente, esto se puede deber tanto a que las economías pueden converger unas con otras pero choques aleatorios las pueden alejar o porque, en el caso de convergencia beta condicional, las economías pueden converger hacia estados estacionarios diferentes (Monfort 2008).

La literatura sobre convergencia económica es muy abundante, como lo demuestra por ejemplo el reciente trabajo de Janekalne 2016 en el que se hace una revisión exhaustiva de (sólo) la literatura más destacada relativa a la convergencia beta y sigma. En él se citan (seleccionan) 69 trabajos publicados desde 1986: 20 trabajos son sobre convergencia beta,

8 de los cuales con datos *cross-section* y 12 con datos de panel; otros 11 trabajos que abordan la convergencia sigma; y, específicamente para la UE, se citan otros 29 trabajos sobre convergencia beta y 9 sobre convergencia sigma. La muestra incluye estudios realizados con datos de países y de regiones, para diferentes periodos entre 1950 y 2014. La conclusión que alcanza la autora es que “The results on both β - and σ -convergence are mixed and not stable over time or across the two subgroups, EU15 and the new Member States” (Janekalne 2016 p.77).

Para las regiones europeas destacamos dos trabajos recientes de Bisciari et al (2020) y Monfort (2020). En el primero se destaca que (1) la dispersión del PIBpc en PPC en los países de la UE15 se reduce de 1960 a 2008, pero de 2008 a 2018 aumenta; (2) la dispersión en PIBpc PPC regional en los países UE28 aumenta desde 2008 a 2018. No obstante, se obtiene evidencia que se da convergencia beta regional (condicional y no condicional) de 1996 a 2018 en la UE15.

En el trabajo de Monfort 2020 se destaca que las disparidades en el PIB per cápita (en PPC) regional son estables en el caso de la UE28 en el periodo 2000-2018 (de hecho, decrecientes hasta 2009 y a partir de entonces se mantienen estables); en cambio, en el caso de la UE15 son ligeramente decrecientes hasta 2006, pero a partir de este año las disparidades entre regiones son claramente crecientes. No obstante, se obtiene evidencia que se da convergencia beta (no condicional) de 2000 a 2018 (aunque a partir de 2008 el valor de beta se reduce a la mitad).

En conclusión, cabe destacar tres aspectos de la revisión de la literatura:

- se registra una aparente contradicción entre convergencia beta y convergencia sigma;
- la crisis de 2008 impacta claramente frenando el proceso de convergencia en las regiones europeas;
- los datos del PIBpc se ajustan mediante las PPC de cada país; no se emplean PPC regionales, a diferencia de las paridades que proponemos emplear en el presente estudio, que serán las PPC específicas para cada entidad subestatal, esto es, PPC regionales.

3. Fuentes de datos

Los datos utilizados en este documento relativos al PIB per cápita regional, en términos nominales y deflactados por la PPC del país, se han obtenido de la base de datos regional de la OCDE y de Eurostat. En cambio, la serie de PIB per cápita en términos reales, se ha obtenido aplicando a dichos valores el deflactor de PPC regional estimado en Costa et al

2022. Para obtener esta estimación se utilizó el marco teórico de la hipótesis de Balassa-Samuelson, que asocia mayor productividad con niveles de renta per cápita más altos, a fin de establecer una relación entre el nivel de precios y la renta per cápita. El método empleado parte de la estimación de la relación entre el nivel de precios, PIB per cápita y otras variables explicativas (como la composición sectorial del valor añadido) para los Estados Unidos para el período 2008-2019, ámbito para el que se dispone de información a nivel subnacional (regional). Bajo el supuesto de que dicha relación tiene validez externa para otros países, se utilizan las elasticidades obtenidas para ajustar los precios relativos en las regiones europeas, para las cuales no existe esta información, mediante un procedimiento que asegura que la media ponderada de los niveles de precios relativos de cada región sea igual al nivel de precios del conjunto de cada país.

De esta manera se ha podido disponer de una base de datos de PIB per cápita real para 128 regiones (TL2) de los 18 países que forman parte de la zona Euro para el período 2000-2019¹.

4. La evolución de la convergencia sigma

La disponibilidad de las tres series de PIB pc permite observar y comparar la evolución del PIB pc a lo largo del periodo 2000-2019 en las 128 regiones contempladas en el estudio. Concretamente, la variable en estudio es el cociente entre el valor del PIB pc regional y el valor promedio para el conjunto de regiones en cada año (es decir, la desviación del PIBpc de cada región respecto el PIBpc promedio)².

En la figura 1 se representen tres series que representan la evolución de la desviación estándar de la variable en estudio en términos nominales, en términos deflactados por la PPC del PIB del propio país, y en términos deflactados por la PPC regional (obtenida en Costa et al 2022).

En primer lugar, cabe destacar que la desviación estándar más elevada se registra en el caso del PIBpc nominal, y la desviación estándar del PIBpc deflactado por la PPC del país es superior a la desviación estándar del PIBpc deflactado por la PPC regional. Un resultado que es congruente con el hecho que deflactar magnitudes monetarias por índices

¹ La base de datos original empleada en Costa et al 2022 abarcaba los años 2000-2018 para los países OCDE, pero al restringir la muestra a los países de la zona Euro, se puede extender hasta 2019.

² A continuación, para facilitar la lectura, se empleará la expresión PIBpc para hacer referencia al logaritmo de la desviación del PIBpc de cada región respecto el PIBpc promedio (PIBpc relativo).

de PPC más ajustados a cada ámbito hace reducir las diferencias en las capacidades de compra locales.

En segundo lugar, si la atención se centra en la evolución temporal de las variables se observa la existencia de convergencia sigma en el período 2000-2008 y de divergencia a partir de 2008, tanto para la serie de PIBpc en términos nominales, de PIBpc deflactada por la PPC del país y del PIBpc deflactada por la PPC específica de la región. Por tanto, el uso de un ajuste a aplicar sobre el PIBpc (u otras cantidades monetarias) por la capacidad de compra, ya sea del país o de cada región, no parece afectar a la evolución de la convergencia sigma.

Una forma alternativa de apreciar las dos fases de convergencia y de divergencia es a través de un diagrama de dispersión del PIBpc (deflactado por la PPC regional), tal como se presenta en la Figura 2. Los puntos que representan los PIBpc relativos en PPC estaban más dispersos en 2000, muestran una tendencia a reducir distancias, sobre todo por la parte inferior, hasta 2008 y a partir de esta fecha la dispersión tiende a aumentar sobre todo por la parte superior.

Figura 1. Convergencia sigma en PIBpc nominal y PIBpc deflactado con la PPC nacional y la PPC regional, regiones de los países de la zona Euro, 2000-2019

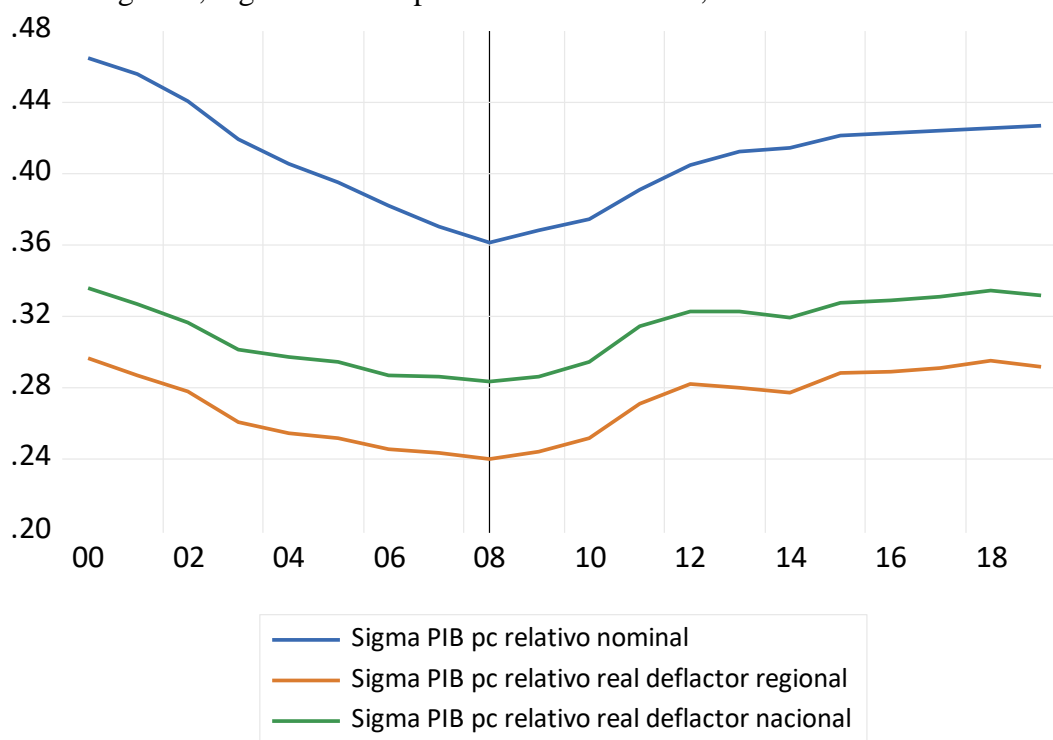
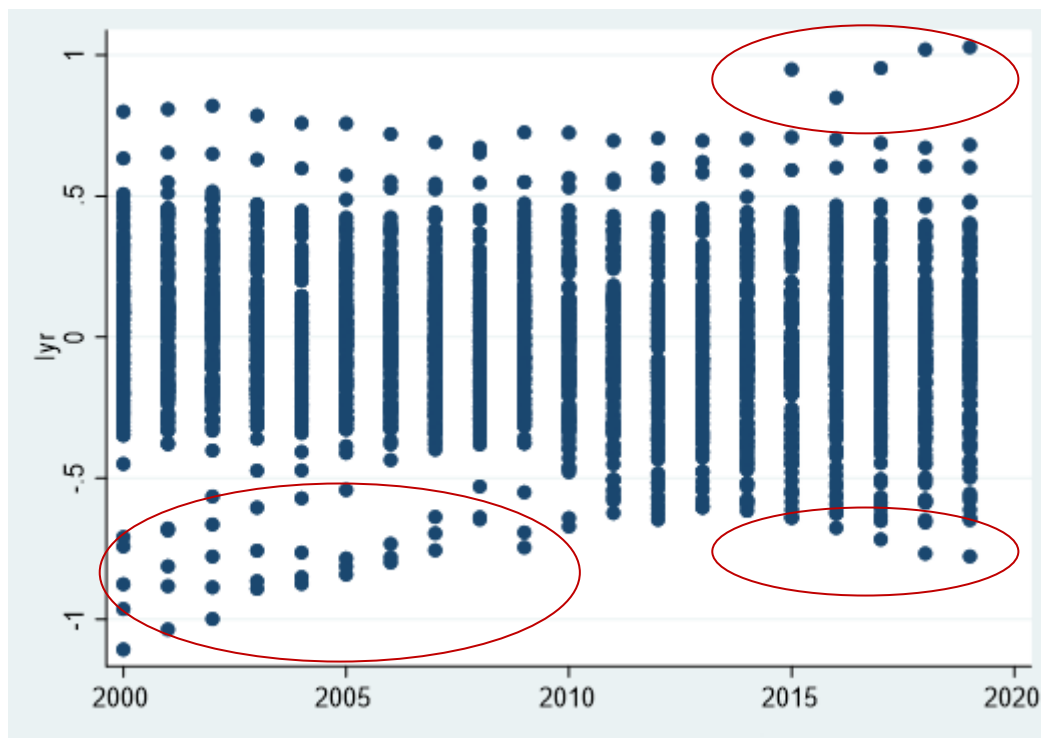


Figura 2. Diagrama de dispersión del PIBpc deflactado con la PPC regional, 128regiones de los países de la zona Euro, 2000-2019



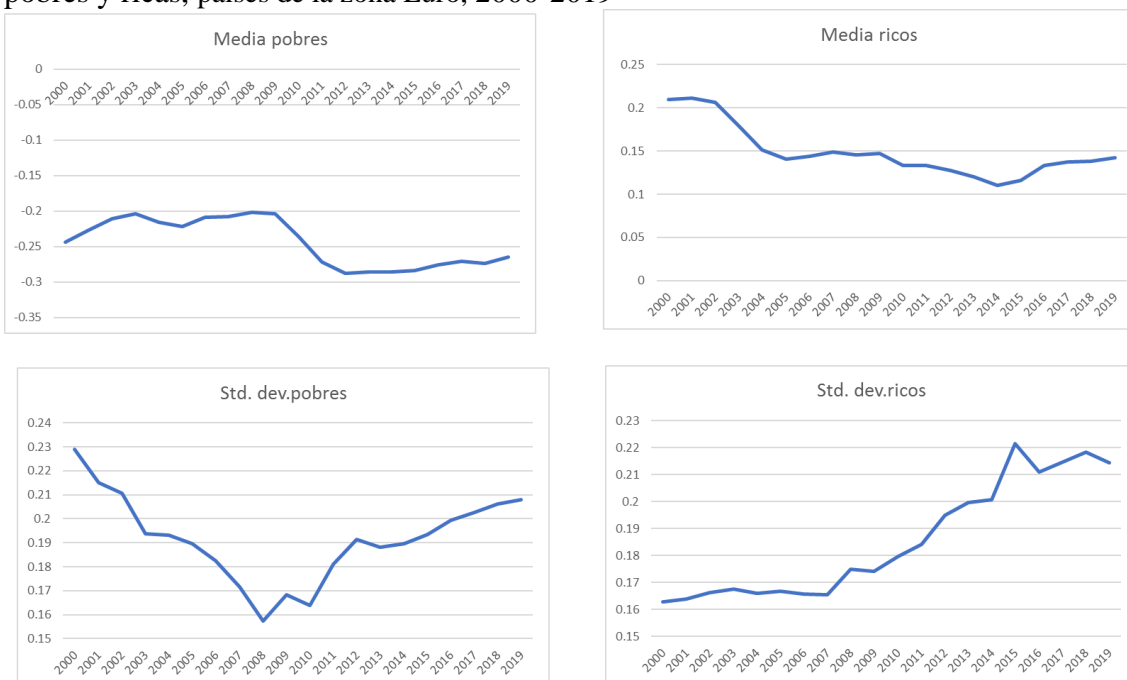
5. Estimación de la convergencia sigma por grupos de regiones: Regiones ricas y regiones pobres en 2000

Se consideran dos grupos de regiones: las pobres en términos relativos en el año 2000 (su PIBpc relativo por debajo de la media) y las ricas en 2000 (su PIBpc relativo por encima de la media). Su evolución en términos de convergencia sigma se presenta en la Tabla 1 y la Figura 3.

Tabla 1. Evolución del promedio del PIB pc y la desviación estándar de las 128 regiones de los países de la zona Euro, 2000-2019

Año	Regiones “pobres” (55)		Regiones “ricas” (73)	
	Promedio	Desv. Estándar	Promedio	Desv. Estándar
2000	-0,2438638	0,2291006	0,2098093	0,1628751
2001	-0,2272411	0,2151273	0,2116701	0,1638426
2002	-0,2105359	0,2107137	0,2064905	0,1661379
2003	-0,2043660	0,1936491	0,1793406	0,1674363
2004	-0,2161141	0,1931818	0,1510767	0,1660102
2005	-0,2216556	0,1896366	0,1403962	0,1667090
2006	-0,2089832	0,1824505	0,1440232	0,1657647
2007	-0,2076640	0,1716153	0,1489283	0,1654643
2008	-0,2023549	0,1573908	0,1459628	0,1748464
2009	-0,2035722	0,1682726	0,1472975	0,1740437
2010	-0,2355794	0,1639912	0,1332157	0,1795619
2011	-0,2717370	0,1809803	0,1336794	0,1840395
2012	-0,2878590	0,1914618	0,1274829	0,1949878
2013	-0,2862994	0,1881733	0,1202501	0,1996649
2014	-0,2856253	0,1895205	0,1101866	0,2006621
2015	-0,2844088	0,1933879	0,1162141	0,2213605
2016	-0,2759939	0,1993156	0,1333254	0,2109797
2017	-0,2713838	0,2026118	0,1370230	0,2146135
2018	-0,2736138	0,2063042	0,1381589	0,2183944
2019	-0,2645028	0,2079534	0,1419974	0,2143366

Figura 3. Evolución de la media y de la desviación estándar del PIBpc de las regiones pobres y ricas, países de la zona Euro, 2000-2019



Se observa que:

- Las regiones pobres en términos relativos son más pobres a partir de 2008.
- El patrón de convergencia sigma de las regiones pobres marca el patrón observado global.
- Las regiones ricas siempre muestran divergencia.

La conclusión global es que claramente no existe convergencia, en contra de lo que predice el modelo neoclásico de crecimiento. Además, la ausencia de convergencia se manifiesta a partir de 2008.

6. Convergencia beta: la aparente paradoja entre divergencia sigma y convergencia beta

El estudio de la evolución de la convergencia sigma muestra claramente que:

- Entre 2000 y 2008 aparece convergencia
- Entre 2008 y 2019 aparece divergencia
- Entre 2000 y 2019 la dispersión en PIB pc ha permanecido prácticamente estable.

No obstante, cuando estos períodos se analizan a través de la estimación de modelo de convergencia beta los resultados no son coincidentes, como se muestra a continuación:

Período 2000 a 2008

Tabla 2. Estimación del modelo de convergencia beta, 2000-2008

Variable dependiente: $\ln\left(\frac{PIBpc\ 2008\ en\ PPC}{PIBpc\ 2000\ en\ PPC}\right)$

<u>Variables explicativas</u>	<u>Coefficiente</u>	<u>Estadístico t</u>
Constante	0.001	0.17
$\ln(PIBpc\ año\ 2000\ en\ PPC)$	-0.256	8.98
R cuadrado	0.386	
Error estándar	0.095	
Número de observaciones	128	

Aparece convergencia beta en consonancia con la sigma. Las regiones más pobres son las que más crecen.

Período 2008 a 2019

Tabla 3. Estimación del modelo de convergencia beta, 2008-2019

Variable dependiente: $\ln\left(\frac{PIBpc\ 2019\ en\ PPC}{PIBpc\ 2008\ en\ PPC}\right)$

<u>VARIABLES EXPLICATIVAS</u>	<u>COEFICIENTE</u>	<u>ESTADÍSTICO T</u>
Constante	-0.013	0.97
$\ln(PIBpc\ año\ 2008\ en\ PPC)$	0.043	0.78
<hr/>		
R cuadrado	0.005	
Error estándar	0.150	
Número de observaciones	128	

No aparece ni convergencia ni divergencia beta significativas, en clara contradicción con la divergencia sigma observada durante este subperiodo.

Período 2000 a 2019

Tabla 4. Estimación del modelo de convergencia beta, 2000-2019

Variable dependiente: $\ln\left(\frac{PIBpc\ 2019\ en\ PPC}{PIBpc\ 2000\ en\ PPC}\right)$

<u>VARIABLES EXPLICATIVAS</u>	<u>COEFICIENTE</u>	<u>ESTADÍSTICO T</u>
Constante	-0.012	0.72
$\ln(PIBpc\ año\ 2000\ en\ PPC)$	-0.229	4.22
<hr/>		
R cuadrado	0.124	
Error estándar	0.182	
Número de observaciones	128	

Aparece una clara convergencia beta en el conjunto del periodo a pesar del estancamiento observado de la sigma. El motivo de la aparente paradoja es que ambos conceptos de convergencia difieren y que, por tanto, la convergencia beta y sigma no necesariamente deben operar en el mismo sentido.

7. Forma alternativa de definir la convergencia beta e implicaciones

Una forma alternativa de enfocar la convergencia beta es analizar el crecimiento del PIB período a período y estimar un modelo de efectos fijos. Ello posibilita obtener un valor de equilibrio para el PIBpc relativo de cada región. Partiendo de estos valores de

equilibrio es posible calcular el valor de sigma sobre valores de equilibrio y comparar con el valor de sigma para los valores observados.

En este contexto, la convergencia absoluta exigiría igualdad de los efectos fijos individuales. En nuestro caso esta hipótesis nula resulta claramente rechazada por los datos.

7.1) Convergencia beta según el planteamiento estándar

Implícitamente, el planteamiento estándar de la convergencia beta parte de la estimación del siguiente modelo autoregresivo (AR(1)) con datos de panel y sin efectos fijos:

$$\ln Y_{it} = \mu + \beta \cdot \ln Y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

En este caso, la solución de equilibrio se demuestra que es:

$$\overline{\ln(Y_i)} = \frac{\mu}{1-\beta}$$

Es decir, la solución de equilibrio implica que todas las regiones comparten el mismo PIBpc de equilibrio.

Por sustituciones sucesivas, la expresión (1) se puede expresar como:

$$\ln Y_{it} = \mu \frac{1-\beta^t}{1-\beta} + \beta^t \cdot \ln Y_{i0} + \varepsilon_{it} + \beta \cdot \varepsilon_{it} + \dots + \beta^{t-1} \cdot \varepsilon_{i1}$$

Ecuación que también admite la formulación:

$$\ln \left(\frac{Y_{it}}{Y_{i0}} \right) = \mu \frac{1-\beta^t}{1-\beta} - (1 - \beta^t) \cdot \ln Y_{i0} + (\varepsilon_{it} + \beta \cdot \varepsilon_{it} + \dots + \beta^{t-1} \cdot \varepsilon_{i1})$$

Expresión que es equivalente a la que de manera estándar se estima, esto es:

$$\ln \left(\frac{Y_{it}}{Y_{i0}} \right) = \text{Const.} - b \cdot \ln Y_{i0} + u_{it} \quad (1)$$

Dado que (5) también puede expresarse como:

$$\ln Y_{it} = \text{Const.} + (1 - b) \cdot \ln Y_{i0} + u_{it}$$

se tiene que la varianza es:

$$\sigma_t^2 = (1 - b)^2 \cdot \sigma_0^2 + \sigma_u^2$$

Por lo que para que se de convergencia signa ($\sigma_t^2 < \sigma_0^2$), se requiere que:

$$\frac{\sigma_t^2}{\sigma_0^2} = (1 - b)^2 + \frac{\sigma_u^2}{\sigma_0^2} < 1 .$$

Por tanto, siguiendo la definición convencional siempre es posible que se dé la aparente paradoja de existencia de convergencia beta y divergencia sigma al mismo tiempo y para las mismas regiones y mismos años.

7.2) Convergencia beta según el planteamiento propuesto

La ecuación que se propone estimar es del tipo:

$$\ln(Y_{it}) = \mu_i + \beta_1 \cdot \ln(Y_{it-1}) + \beta_2 \cdot \ln(Y_{it-2}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Que se puede expresar como

$$\ln(Y_{it}) = \mu + \alpha_i + \beta_1 \cdot \ln(Y_{it-1}) + \beta_2 \cdot \ln(Y_{it-2}) + \varepsilon_{it}$$

Es decir, el único cambio que se propone con relación a la definición convencional es generalizar la estructura dinámica del modelo autorregresivo de partida y añadir un efecto fijo individual por país o región.

La solución de equilibrio a largo plazo para cada región se obtiene a partir de:

$$\overline{\ln(Y_i)} = \frac{\mu_i}{1-\beta_1-\beta_2} \quad (3)$$

Por tanto, la única forma de garantizar que todas las regiones tiendan al mismo PIBpc es que se verifique la hipótesis nula: $\alpha_i = 0$ para todo i , es decir, que los efectos fijos sean iguales para todas las regiones.

Por otro lado, la ecuación de partida propuesta (2), por sustituciones sucesivas puede también expresarse como:

$$\ln Y_{it} = \mu_i \frac{1-\beta^t}{1-\beta} + \beta^t \cdot \ln Y_{i0} + (\varepsilon_{it} + \beta \cdot \varepsilon_{it-1} + \dots + \beta^{t-1} \cdot \varepsilon_{i1})$$

O bien como:

$$\begin{aligned} \ln(Y_{it}) &= \mu_i^* + b \cdot \ln(Y_{i0}) + u_{it} = Const + b \cdot \ln(Y_{i0}) + \underbrace{(u_{it} + \mu_i^* - Const)}_{w_{it}} = \\ &= Const + b \cdot \ln(Y_{i0}) + w_{it} \end{aligned}$$

Que restando $\ln(Y_{i0})$ resulta:

$$\ln\left(\frac{Y_{it}}{Y_{i0}}\right) = Const - (1 - b) \cdot \ln(Y_{i0}) + w_{it}$$

que es la misma ecuación (1) estándar para estimar la convergencia beta presentada anteriormente.

Nótese, no obstante que en esta formulación cabe esperar una correlación positiva entre $\ln(Y_{i0})$ y w_{it} dado que:

- w_{it} incluye los efectos fijos regionales,
- Los efectos fijos regionales condicionan $\overline{\ln(Y_i)}$
- El valor de $\overline{\ln(Y_i)}$ estará correlacionado con el valor de $\ln(Y_{i0})$.

En particular, cabe esperar que $\ln(Y_{i0})$ y $\overline{\ln(Y_i)}$, que son los valores del PIBpc relativo inicial de la región i y del PIBpc relativo de equilibrio de esta misma región, muestren una correlación positiva. Por tanto, bajo estas condiciones cabe esperar la inconsistencia del estimador por MCO.

En resumen, partiendo de la ecuación de convergencia beta propuesta, se deriva la ecuación de convergencia beta convencional. Pero pasar de la ecuación de convergencia beta propuesta a la convencional exige imponer un conjunto de condiciones muy restrictivas (que el PIB pc inicial de cada región y su PIB pc de equilibrio no estén correlacionados). Parece, por tanto, recomendable partir de un modelo más general como el propuesto y únicamente decantarse por la ecuación convencional de convergencia beta si los datos no rechazan las restricciones que implica pasar del modelo general al restringido.

8) Problemas de estimación y recuperación de los efectos fijos

Ahora bien, para realizar la estimación y poder evaluar la existencia de convergencia según la alternativa propuesta, es necesario tener en cuenta dos aspectos.

En primer lugar, dado que la ecuación que se propone estimar (2) es del tipo autoregresivo, es conocido el hecho de que la aplicación del tradicional modelo de efectos fijos por MCO para alcanzar consistencia requiere que T (espacio temporal disponible) tienda a infinito. Para lograr la consistencia en N (número de individuos) puede utilizarse un estimador por variables instrumentales, como el de Arellano-Bond (Arellano & Bond 1991) o el de Blundell & Bond (Blundell and Bond 1998).

En segundo lugar, puesto que en nuestro planteamiento alternativo los efectos fijos son relevantes dado que determinan los estados estacionarios de las distintas regiones, es

necesario poderlos recuperar a partir de la estimación planteada. Para ellos, la recuperación de los efectos fijos individuales opera a través de la ecuación (2) a la que se le resta $\hat{\beta}_1 \cdot \ln(Y_{it-1}) + \hat{\beta}_2 \cdot \ln(Y_{it-2})$ obteniendo:

$$Z_{it} = \mu_i + (\beta_1 - \hat{\beta}_1) \ln(Y_{it-1}) + (\beta_2 - \hat{\beta}_2) \ln(Y_{it-2}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Cuando el tamaño muestral crece, esta ecuación tiende a:

$$Z_{it} \rightarrow \mu_i + \varepsilon_{it},$$

Tomando la media para todo t se obtiene:

$$\bar{Z}_i = \frac{1}{T} \sum_t Z_{it} = \mu_i + \frac{1}{T} \sum_t \varepsilon_{it} = \mu_i + \bar{\varepsilon}_i \rightarrow \mu_i,$$

Expresión que permite obtener los μ_i , es decir, los efectos fijos. Por tanto, esta aproximación permite obtener un estimador consistente de los efectos fijos, si bien esta consistencia exige una dimensión temporal elevada. En nuestro caso se considera que 20 años pueden ofrecer una aproximación razonable.

9) Resultados obtenidos

9.1) Test de estacionariedad de los PIBpc relativos en PPC en logaritmos con medias específicas por región

Para que la definición propuesta de convergencia sea válida, los logaritmos de los PIBpc relativos con medias específicas por región deben ser estacionarios, por lo que antes de presentar los resultados de convergencia es necesario realizar el correspondiente test de estacionariedad. Para ello se emplea el contraste de Levin-Lin-Chu (2002) implementado en Stata 17. Dicho contraste plantea que

$$\Delta \ln Y_{it} = \tau \cdot \ln Y_{it-i} + \mu_i + \theta_{ij} \cdot \Delta \ln Y_{it-1} + \xi_{it}$$

operando se obtiene:

$$\ln Y_{it-i} = \frac{1}{\tau} (\Delta \ln Y_{it} - \mu_i - \theta_{ij} \cdot \Delta \ln Y_{it-1} - \xi_{it})$$

Por lo que para que $\ln Y_{it}$ sea estacionario deberá darse que $\tau \neq 0$, es decir, que la variable analizada pueda expresarse como una suma de procesos estacionarios. En la tabla siguiente se presentan los resultados del test.

Tabla 5. Test de estacionariedad de $\ln Y_{it}$	
H ₀ : Los paneles tienen una raíz unitaria (no estacionariedad)	
H ₁ : Los paneles son estacionarios	
Estadístico t ajustado	7,89
Valor p	0

Por tanto, el resultado del contraste muestra que los logaritmos de los PIBpc relativos en PPC de las regiones europeas pueden considerarse como procesos estacionarios en torno a las medias específicas de cada región.

9.2) Estimación de la ecuación de convergencia y análisis de robustez

A continuación, ya se puede realizar la estimación de la ecuación (2). Para ello, debido a que se puede considerar que 20 períodos temporales son pocos años para confiar plenamente en la consistencia en T y asimismo, que 128 individuos son pocos individuos para confiar en la consistencia en N, se plantea una aproximación ecléctica consistente en la estimación de:

- Un modelo AR(2) con efectos fijos estimado por MCO, buscando la consistencia en T
- Un modelo AR(2) estimado con la especificación Arellano-Bond, buscando la consistencia en N
- Un modelo AR(2) estimado con la especificación Blundell-Bond, buscando también la consistencia en N.

El resultado de las tres estimaciones se presenta en la tabla 6.

Tabla 6. Estimación del modelo propuesto de convergencia beta

Variable dependiente: $\ln(\text{PIBpc relativo en PPC}) \ln Y_{it}$			
Variables explicativas	MEF por MCO	MEF por Arellano-Bond	MEF por Blundell-Bond
$\ln Y_{it-1}$	1,047 (49,90)	0,905 (34,29)	1,113 (68,39)
$\ln Y_{it-2}$	-0,147 (6,99)	-0,101 (4,99)	-0,168 (11,21)
Constante	-0,004 (5,34)	-0,007 (8,89)	-0,002 (3,03)
Número de observaciones	2.304	2.176	2.304

Entre paréntesis, valor del correspondiente estadístico t

Se puede observar cómo el valor de los parámetros estimados es muy similar en las 3 especificaciones; de hecho, el valor de los PIBpc relativos en PPC de equilibrio son muy similares, como se refleja en la matriz de correlaciones siguiente:

Tabla 7. Matriz de correlaciones de los PIBpc relativos en PPC de equilibrio obtenidos por los tres métodos (en ln)

	MEF por MCO	MEF por Arellano-Bond	MEF por Blundell-Bond
MEF MCO	1,000000	0,989326	0,977485
Arellano-Bond	0,989326	1,000000	0,936305
Blundell-Bond	0,977485	0,936305	1,000000

Por tanto, se puede concluir que el método de estimación seleccionado no afecta de forma relevante a la estimación del PIBpc relativo en PPC de equilibrio.

9.3) Test de igualdad de efectos fijos

Esta misma ecuación (2) permite comprobar si opera convergencia sigma contrastando la hipótesis nula de igualdad de efectos fijos, que es la condición para que todas las regiones tiendan al mismo PIBpc relativo de equilibrio. Para ello se aplica el siguiente procedimiento. Como se ha planteado en la sección 8, a partir de (2) obtenemos la expresión (4):

$$Z_{it} = \mu_i + (\beta_1 - \hat{\beta}_1) \ln(Y_{it-1}) + (\beta_2 - \hat{\beta}_2) \ln(Y_{it-2}) + \varepsilon_{it}$$

Cuando el número de individuos es suficientemente elevado, se obtiene:

$$Z_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

Que a su vez se puede expresar como:

$$Z_{it} = \mu + \sum_{i=2}^{128} \alpha_i \cdot Fict.Reg_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Donde:

μ : efecto fijo de la región 1

α_i : diferencia entre el efecto fijo de la región i y el efecto fijo de la región 1

$\mu_i = \mu + \alpha_i$: efecto fijo de la región i

La estimación de (5) por MCO con errores estándares robustos permite pues, obtener valores estimados de los efectos fijos regionales μ_i . Una vez obtenidos, se realiza un test de la F para contrastar si son todos iguales entre ellos:

Tabla 8. Resultados del test F de igualdad de los efectos fijos

Estimador	F	Grados de libertad numerador	Grados de libertad denominador	Valor p
MEF por MCO	26,08	127	2176	0,0000
MEF por Arellano-Bond	89,44	127	2176	0,0000
MEF por Blundell-Bond	9,06	127	2176	0,0000

La conclusión del test es que se rechaza la hipótesis nula de igualdad entre todos los efectos fijos (que implicaría que todas las regiones tienden a un mismo PIBpc en PPC). Por tanto, las regiones no convergen hacia un único valor de PIBpc de equilibrio, por lo que la existencia de convergencia beta que opera según la definición tradicional no implicaría la igualación progresiva de los niveles de PIBpc.

9.4) Solución de equilibrio a largo plazo y sigma de equilibrio

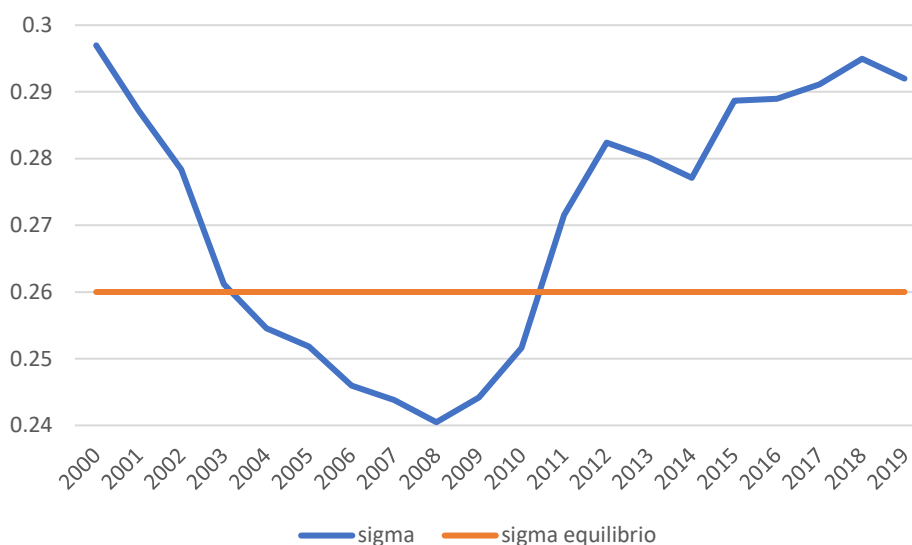
Tal como se presentó en el apartado 7.2, la expresión (2) permite obtener el nivel de PIBpc de equilibrio a largo plazo para cada región (expresión 3). Una vez obtenidos los parámetros estimados es por tanto inmediato obtener los 128 PIBpc relativos de equilibrio para cada una de las 128 regiones, y utilizando estos valores puede calcularse la sigma de equilibrio. Los resultados son:

Tabla 9. Desviación estándar del PIBpc relativo en PPC (en ln)

	Desviación estándar
Ln PIBpc observados en 2019	0,26
Ln PIBpc de equilibrio obtenido del MEF por MCO	0,27
Ln PIBpc de equilibrio obtenido del MEF por Arellano-Bond	0,26
Ln PIBpc de equilibrio obtenido del MEF por Blundell-Bond	0,30

Los resultados son indicativos de que la desviación estándar observada en las regiones europeas en 2019 (0,26), adopta un valor próximo a su valor de equilibrio estimado. En términos gráficos, la contraposición entre la evolución de la convergencia sigma y su valor de equilibrio estimado se presenta en la figura 4.

Figura 4. Evolución de la convergencia sigma, 128 regiones europeas, 2000-2019



Naturalmente, la aproximación seguida para la estimación de los valores del PIBpc relativos de equilibrio es puramente estadística y no incorpora relaciones causales. No obstante, todo apunta a la conclusión global de que la convergencia en los estándares vitales de las distintas regiones europeas está lejos de conseguirse, si bien las ayudas y el proceso de integración pueden ejercer un efecto positivo.

9.5) Velocidad de convergencia de cada región a su PIBpc relativo de equilibrio

Tal como se ha visto en la sección 9.3, las regiones no convergen hacia un único valor de PIBpc de equilibrio por lo que no tiene sentido hablar de convergencia entre las regiones. En cambio, en la formulación propuesta sí tiene sentido calcular la velocidad de convergencia de cada región a su PIBpc relativo de equilibrio. Esta velocidad se puede calcular a partir de la estimación de la siguiente ecuación:

$$\ln(Y_{it}) - \ln(Y_{it-1}) = \lambda \left[\overline{\ln(Y_i)} - \ln(Y_{it-1}) \right] + v_{it}$$

Dónde:

$\overline{\ln(Y_i)}$ es el logaritmo del PIBpc de equilibrio de la región i ,

$\ln(Y_{it-1})$ es el logaritmo del PIBpc observado en la región i en el periodo $t-1$, y

λ es la velocidad de convergencia.

El resultado de la estimación de λ se presenta en la tabla 10 siguiente.

Tabla 10. Estimación de la velocidad de convergencia promedio de las regiones a su PIBpc relativo de equilibrio

Variable dependiente: $\ln(Y_{it}) - \ln(Y_{it-1})$		
Método de estimación	λ	Estadístico <i>t</i> -cluster
MEF por MCO	0,097	23,13
MEF por Arellano-Bond	0,115	16,50
MEF por Blundell-Bond	0,066	31,25
Número de observaciones	2.432	

La ecuación estimada indica que, como promedio, cada año se reduce entre un 7% y un 12% del *gap* entre PIBpc regional observado y PIBpc regional de equilibrio.

9.6) Correlación entre los valores de los PIBpc relativos de equilibrio y sus valores iniciales

Como previamente se ha comentado en el apartado 7.2, cabe esperar una correlación positiva entre los valores iniciales del PIBpc relativo de cada región y sus valores de equilibrio. Una vez construidos estos valores de equilibrio es posible constatar que, efectivamente esta correlación positiva existe, tal como se muestra en la figura 5 y la tabla 11, independientemente del método de estimación empleado.

Figura 5. Relación entre los PIBpc relativos iniciales y los PIBpc relativos de equilibrio (en PPC), 128 regiones europeas

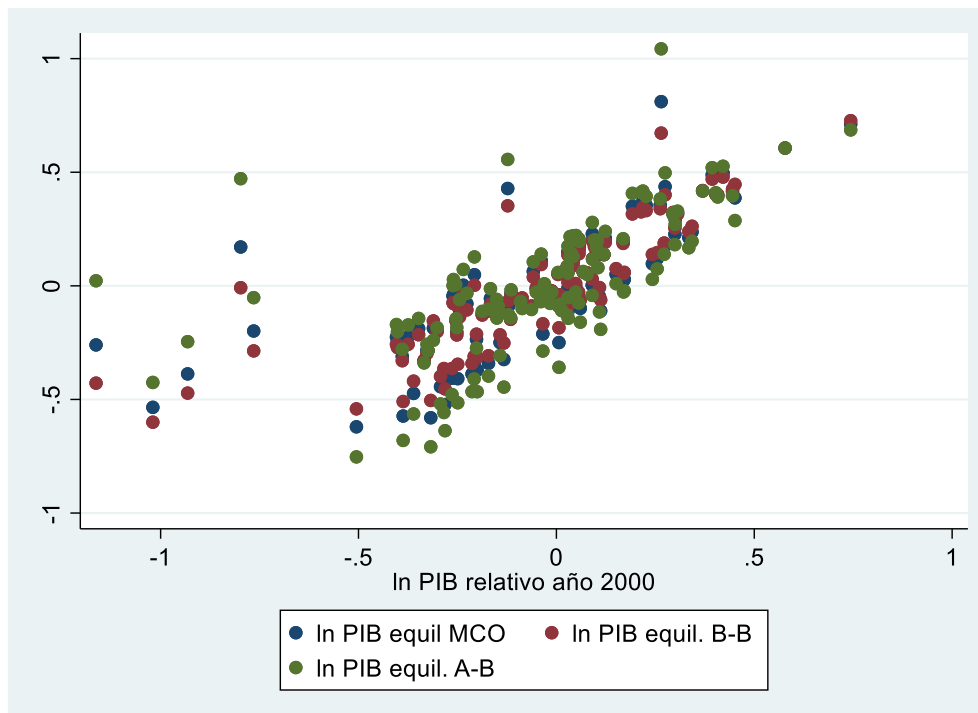


Tabla 11. Correlación entre los PIBpc relativos iniciales y los PIBpc relativos de equilibrio (en PPC), 128 regiones europeas

Método de estimación	Coefficiente de correlación
MEF por MCO	0,78
MEF por Arellano-Bond	0,86
MEF por Blundell-Bond	0,63

Por tanto, si dicha correlación existe, al tratar de estimar una ecuación de convergencia beta tradicional del tipo:

$$\ln\left(\frac{Y_{it}}{Y_{i0}}\right) = Const. - b \cdot \ln Y_{i0} + u_{it} ,$$

el empleo de MCO no garantiza la independencia entre el regresor y la perturbación aleatoria, lo que se traduce en un problema de inconsistencia en la estimación del coeficiente b .

10. Consideraciones finales

Partiendo de la estimación de niveles de precios en términos de PPC según la propuesta de Costa et al (2022), este trabajo analiza la evolución de la convergencia en 128 regiones europeas en el período 2000-2019. La novedad del trabajo es, precisamente, corregir por precios regionales en PPC.

Los resultados, en consonancia con la mayor parte de trabajos que analizan esta convergencia sin corregir por precios regionales en PPC, señalan un periodo de convergencia sigma en el periodo 2000-2008 y de divergencia sigma a partir de esta fecha.

Junto a la convergencia sigma, es usual presentar la convergencia beta. En este trabajo se halla que siempre opera convergencia beta en contradicción con la pauta observada de convergencia sigma. Se discute la correspondencia entre convergencia sigma y beta y se propone una nueva definición de convergencia beta que permite contrastar la existencia de convergencia a unos mismos niveles de PIBpc. Atendiendo a esta definición propuesta, se confirma la ausencia de convergencia.

El hecho que la convergencia beta, esto es, la convergencia atendiendo a las tasas de crecimiento, puede llevar a conclusiones erróneas, o cuanto menos a generar confusión, es algo que, a pesar de ser conocido, se repite en el análisis económico. Por ejemplo, en un breve texto de Milton Friedman de 1992, titulado “Do old fallacies ever die?” (Friedman 1992), se pone en evidencia cómo destacados economistas caen la falacia

estadística de obtener conclusiones (erróneas) a partir de un análisis inconsistente de los datos (por ejemplo, comparar una serie temporal con el dato del año inicial o con el dato del año final, puede dar a lugar a conclusiones opuestas, tal como se ilustra en el texto citado). Algo que, como evidencia Friedman (1992), ya detectó en 1933 Harold Hotelling al hacer la revisión de un libro en el que se afirma que las empresas estaban convergiendo en tamaño, conclusión obtenida al realizar “averages of groups, arrayed according to the value of the variable in the first year of the series. If the concerns were arrayed according to the values taken by the variable in the last year of the series, the lines would diverge. ... The seeming convergence is a statistical fallacy, resulting from the method of grouping. ... The real test of a tendency to convergence would be in showing a consistent diminution of variance, not among means of groups, but among individual enterprises” (Hotelling 1933, p. 464, citado en Friedman 1992).

Referencias

- Arellano, M., and S. Bond (1991): “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of Economic Studies*, 58: 277–297
- Barro, R. (1991): “Economic Growth in a Cross-Section of Countries”, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-43.
- Barro, R. and X. Sala-i-Martin (1992): “Convergence”, *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.
- Baumol, W. (1986): “Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-run Data Show”, *American Economic Review*, 76, 5, 1072-85.
- Bisciari P., D. Essers and E. Vincent (2020): Does the EU convergence machine still work?, *NBB Economic Review*, June 2020.
- Blundell, R. and S. Bond (1998): “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”, *Journal of Econometrics*. 87 (1): 115–143
- Costa, A., Galletto, V., Garcia, J., Raymond, J. Ll., Sánchez-Serra, D. (2022): “The impact of estimated sub-national purchasing power parity on macroeconomic

measures” *Statistical Journal of the IAOS*, vol. Pre-press, no. Pre-press, pp. 1-17, 2022.

Friedman, Milton (1992). Do old fallacies ever die?, *Journal of Economic Literature*, 30, December 1992, pp. 2129-2132.

Galor, O. (1996). Convergence? Inferences from Theoretical Models. *The Economic Journal*, 106 (437), 1056-1069

Hotelling, Harold. (1933) “Review of The triumph of mediocrity in business, by Horace Secrist,” *J. Amer. Statist. Assoc.*, Dec. 1933, 28(184), pp. 463–65.

Janekalne, S. (2016): Beta and sigma convergence in EU28, Master’s thesis, University of Graz, Austria.

Levin, Andrew & Lin, Chien-Fu & James Chu, Chia-Shang (2002): “Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties”, *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 108(1), pages 1-24, May

Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), 407-437. DOI: 10.2307/2118477

Monfort, P. (2008): “Convergence of EU regions: Measures and evolution”, *Regio Working Paper Series*, 01/2008.

Monfort, P. (2020): “Convergence of EU regions redux: Recent trends in regional disparities”, *Regio Working Paper Series*, 02/2020.

Sala-i-Martin, X. (1996): “Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence”, *European Economic Review*, 40, 6, 1325-52.

Temple, J. (1999). The New Growth Evidence. *Journal of Economic Literature*, 37 (1), 112-156.

Anexo. Clasificación de las regiones europeas según el nivel de PIBpc en el año 2000

Región	Nombre de la región	País	PIBpc menor de la media
AT11	Burgenland	Austria	Sí
AT12	Lower Austria	Austria	No
AT13	Vienna	Austria	No
AT21	Carinthia	Austria	No
AT22	Styria	Austria	No
AT31	Upper Austria	Austria	No
AT32	Salzburg	Austria	No
AT33	Tyrol	Austria	No
AT34	Vorarlberg	Austria	No
BE1	Brussels Capital Region	Belgium	No
BE2	Flemish Region	Belgium	No
BE3	Wallonia	Belgium	Sí
DE1	Baden-Württemberg	Germany	No
DE2	Bavaria	Germany	No
DE3	Berlin	Germany	No
DE4	Brandenburg	Germany	Sí
DE5	Bremen	Germany	No
DE6	Hamburg	Germany	No
DE7	Hesse	Germany	No
DE8	Mecklenburg-Vorpommern	Germany	Sí
DE9	Lower Saxony	Germany	No
DEA	North Rhine-Westphalia	Germany	No
DEB	Rhineland-Palatinate	Germany	No
DEC	Saarland	Germany	No
DED	Saxony	Germany	Sí
DEE	Saxony-Anhalt	Germany	Sí
DEF	Schleswig-Holstein	Germany	No
DEG	Thuringia	Germany	Sí
EL30	Attica	Greece	Sí
EL41	North Aegean	Greece	Sí
EL42	South Aegean	Greece	Sí
EL43	Crete	Greece	Sí
EL51	Eastern Macedonia, Thrace	Greece	Sí
EL52	Central Macedonia	Greece	Sí
EL53	Western Macedonia	Greece	Sí
EL54	Epirus	Greece	Sí
EL61	Thessaly	Greece	Sí
EL62	Ionian Islands	Greece	Sí
EL63	Western Greece	Greece	Sí
EL64	Central Greece	Greece	No
EL65	Peloponnese	Greece	Sí
ES11	Galicia	Spain	Sí
ES12	Asturias	Spain	Sí
ES13	Cantabria	Spain	Sí

ES21	Basque Country	Spain	No
ES22	Navarra	Spain	No
ES23	La Rioja	Spain	No
ES24	Aragon	Spain	No
ES30	Madrid	Spain	No
ES41	Castile and León	Spain	Sí
ES42	Castile-La Mancha	Spain	Sí
ES43	Extremadura	Spain	Sí
ES51	Catalonia	Spain	No
ES52	Valencia	Spain	Sí
ES53	Balearic Islands	Spain	No
ES61	Andalusia	Spain	Sí
ES62	Murcia	Spain	Sí
ES63	Ceuta	Spain	Sí
ES64	Melilla	Spain	Sí
ES70	Canary Islands	Spain	Sí
FI19	Western Finland	Finland	No
FI1B	Helsinki-Uusimaa	Finland	No
FI1C	Southern Finland	Finland	No
FI1D	Eastern and Northern Finland	Finland	Sí
FI20	Åland	Finland	No
FR1	Île-de-France	France	No
FRB	Centre - Val de Loire	France	No
FRC	Bourgogne-Franche-Comté	France	No
FRD	Normandy	France	No
FRE	Hauts-de-France	France	Sí
FRF	Grand Est	France	No
FRG	Pays de la Loire	France	No
FRH	Brittany	France	No
FRI	Nouvelle-Aquitaine	France	No
FRJ	Occitanie	France	Sí
FRK	Auvergne-Rhône-Alpes	France	No
FRL	Provence-Alpes-Côte d'Azur	France	No
FRM	Corsica	France	Sí
IE04	Northern and Western	Ireland	Sí
IE05	Southern and Eastern	Ireland	No
ITC1	Piedmont	Italy	No
ITC2	Aosta Valley	Italy	No
ITC3	Liguria	Italy	No
ITC4	Lombardy	Italy	No
ITF1	Abruzzo	Italy	No
ITF2	Molise	Italy	No
ITF3	Campania	Italy	Sí
ITF4	Apulia	Italy	Sí
ITF5	Basilicata	Italy	No
ITF6	Calabria	Italy	Sí
ITG1	Sicily	Italy	Sí

ITG2	Sardinia	Italy	Sí
ITH1	Province of Bolzano-Bozen	Italy	No
ITH2	Province of Trento	Italy	No
ITH3	Veneto	Italy	No
ITH4	Friuli-Venezia Giulia	Italy	No
ITH5	Emilia-Romagna	Italy	No
ITI1	Tuscany	Italy	No
ITI2	Umbria	Italy	No
ITI3	Marche	Italy	No
ITI4	Lazio	Italy	No
LT01	Vilnius region	Lithuania	Sí
LT02	Central and Western Lithuania	Lithuania	Sí
NL11	Groningen	Netherlands	No
NL12	Friesland	Netherlands	No
NL13	Drenthe	Netherlands	No
NL21	Overijssel	Netherlands	No
NL22	Gelderland	Netherlands	No
NL23	Flevoland	Netherlands	No
NL31	Utrecht	Netherlands	No
NL32	North Holland	Netherlands	No
NL33	South Holland	Netherlands	No
NL34	Zeeland	Netherlands	No
NL41	North Brabant	Netherlands	No
NL42	Limburg	Netherlands	No
PT11	North (PT)	Portugal	Sí
PT15	Algarve	Portugal	Sí
PT16	Central Portugal	Portugal	Sí
PT17	Metropolitan area of Lisbon	Portugal	No
PT18	Alentejo	Portugal	Sí
PT20	Autonomous Region of the Azores	Portugal	Sí
PT30	Autonomous Region of Madeira	Portugal	Sí
SI03	Eastern Slovenia	Slovenia	Sí
SI04	Western Slovenia	Slovenia	Sí
SK01	Bratislava Region	Slovak Republic	Sí
SK02	West Slovakia	Slovak Republic	Sí
SK03	Central Slovakia	Slovak Republic	Sí
SK04	East Slovakia	Slovak Republic	Sí