

N° 511

PERÚ 1990-2020:
HETEROGENEIDAD
ESTRUCTURAL Y REGÍMENES
ECONÓMICOS REGIONALES.
¿PERSISTE LA DESCONEXIÓN
ENTRE LA ECONOMÍA,
LA DEMOGRAFÍA Y
LA GEOGRAFÍA?

Félix Jiménez y
Marco Arroyo

DOCUMENTO DE TRABAJO N° 511

Perú 1990-2020: Heterogeneidad estructural y regímenes económicos regionales. ¿Persiste la desconexión entre la economía, la demografía y la geografía?

Félix Jiménez y Marco Arroyo

Junio, 2022



PUCP

Departamento
Académico de Economía

DOCUMENTO DE TRABAJO 511
<http://doi.org/10.18800/2079-8474.0511>

Perú 1990-2020: Heterogeneidad estructural y regímenes económicos regionales
¿Persiste la desconexión entre la economía, la demografía y la geografía?
Documento de Trabajo 511

© Félix Jiménez y Marco Arroyo

Editado e Impreso:

© Departamento de Economía – Pontificia Universidad Católica del Perú

Av. Universitaria 1801, Lima 32 – Perú.

Teléfono: (51-1) 626-2000 anexos 4950 - 4951

econo@pucp.edu.pe

<http://departamento.pucp.edu.pe/economia/publicaciones/documentos-de-trabajo/>

Encargada de la Serie: Janina V. León Castillo

Departamento de Economía – Pontificia Universidad Católica del Perú

jaleon@pucp.edu.pe

Primera edición – Junio, 2022

ISSN 2079-8474 (En línea)

**Perú 1990-2020: Heterogeneidad estructural y regímenes económicos regionales
¿Persiste la desconexión entre la economía, la demografía y la geografía?**

Félix Jiménez¹

Marco Arroyo²

Resumen

En este trabajo se analiza si en el periodo 1990-2020 —que incluye quince años de alto crecimiento económico impulsado por la inversión extranjera en la minería—, se registró un proceso de convergencia del producto per cápita de las veinticuatro regiones del país. En otras palabras, se busca responder si en un contexto caracterizado por la concentración espacial de la producción y de liderazgo en el crecimiento económico de la producción minera, se acentuaron o se atenuaron las disparidades existentes entre las regiones del país; si crecieron más rápido las regiones pobres que las regiones ricas; o, si hay clubes o regímenes económicos que convergen a su propio estado estacionario, confirmando así la fragmentación del país. El análisis se realiza utilizando, en primer lugar, la *técnica de análisis exploratorio de datos espaciales* (ESDA, por sus siglas en inglés), para identificar tanto a la dependencia como a la heterogeneidad espacial en los productos per cápita de las regiones del país; y, en segundo lugar, la técnica de datos de panel y el *spatial switching regression approach*, a las que se les introduce la interacción espacial tomando en cuenta algunas características propias de las regiones.

Clasificación JEL: C23 · O18 · O47 · O54 · R11 · R12 · R58

Palabras clave: convergencia, dependencia espacial, modelos espaciales de datos de panel, concentración económica, heterogeneidad espacial, regímenes económicos

¹ Economista Ph. D. Profesor Principal de la PUCP. <https://orcid.org/0000-0002-0585-238X>

² Economista Bachiller PUCP. Asistente de investigación

Peru 1990-2020: Structural heterogeneity and regional economic regimes. Does the disconnection between economy, demography, and geography persist?

Abstract

This paper analyzes whether in the period 1990-2020 —which includes fifteen years of high economic growth driven by foreign investment in mining—, there was a process of convergence of the per capita product of the twenty-four regions of the country. In other words, it seeks to answer whether, in a context characterized by the spatial concentration of production and leadership in the economic growth of mining production, the existing disparities between the regions of the country were accentuated or attenuated; whether poor regions grew faster than rich regions; or, if there are clubs or economic regimes that converge to their own steady state, thus confirming the fragmentation of the country. The analysis is carried out using, first, the *exploratory spatial data analysis* (ESDA) technique, to identify both dependence and spatial heterogeneity in the per capita products of the country's regions; and, secondly, the panel data technique and the spatial switching regression approach, to which spatial interaction is introduced taking into account some characteristics of the regions.

JEL Classification: C23 · O18 · O47 · O54 · R11 · R12 · R58

Keywords: convergence, spatial dependence, spatial panel data models, economic concentration, spatial heterogeneity, economic regimes

Índice

- I. Introducción
 - II. Breve recuento teórico sobre la hipótesis de convergencia Beta y Sigma
 - 2.1 El modelo neoclásico de crecimiento económico con cambio técnico
 - 2.2 Relación entre la convergencia Beta y Sigma
 - III. Metodología para la estimación de la convergencia con y sin efectos espaciales
 - 3.1 Análisis exploratorio del PBI per cápita en las regiones del país
 - a. La I de Moran global y local
 - b. El estadístico Gettis-Ord
 - 3.2 Las especificaciones de los modelos de convergencia absoluta y condicional con Datos de Panel
 - a. Las críticas al análisis de corte transversal
 - b. El modelo de convergencia absoluta
 - c. Las críticas a la especificación con efectos fijos
 - d. La incorporación de los efectos espaciales y la convergencia condicional
 - IV. Algunos hechos estilizados del crecimiento del PBI per cápita regional
 - 4.1 Evolución del PBI pc nacional y regional
 - 4.2 Especialización y distribución geográfica de la producción regional
 - 4.3 Tasa de crecimiento del PBI per cápita regional y su estructura porcentual
 - 4.4 Las brechas entre regiones ricas y pobres
 - V. Análisis exploratorio del PBI per cápita en las regiones del país
 - 5.1 Convergencia y dispersión del PBI per cápita regional
 - 5.2 El índice I de Moran del PBI per cápita de las regiones
 - 5.3 Distribución, Box map y dependencia espacial del PBI per cápita regional
 - 5.4 Scatter plot y scatter map de Moran
 - 5.5 El índice I de Moran local y el estadístico Gettis-Ord
 - VI. Análisis econométrico espacial de la convergencia
 - 6.1 El modelo estándar de convergencia Beta con efectos espaciales
 - 6.2 El modelo de convergencia condicional con regímenes económicos y efectos espaciales
 - a. Estimaciones para el caso de la concentración económica regional
 - b. Estimaciones para el caso de la tasa de crecimiento de la participación de la producción minera regional
 - c. Test de inestabilidad estructural y de estabilidad de los coeficientes individuales
 - VII. Conclusiones
- Anexos

I. Introducción

Existen varios trabajos empíricos aplicados al Perú sobre el tema de la convergencia del producto per cápita de sus regiones. Entre los publicados en las dos últimas décadas se encuentran: Odar (2002); Gonzales y Trelles (2004); Chirinos (2008); Delgado y Del Pozo (2011); Rodríguez y Delgado (2015); y, Palomino y Rodríguez (2019). Utilizan técnicas distintas e información del producto per cápita regional de periodos diversos, por lo que sus conclusiones no son necesariamente comparables. Desafortunadamente no hay continuidad en las series de datos utilizadas en estos trabajos, por lo que no es posible realizar una investigación sobre el mismo tema diferenciando subperiodos por regímenes de política económica desde el año 1961 hasta el año 2020. Por ejemplo, el trabajo de Odar (2002) cubre el periodo 1961-1996 y el de Palomino y Rodríguez (2019) los años 1979-2017, pero la información sectorial que utilizan no es homogénea y no tienen el mismo año base.

En este trabajo se analiza si existe convergencia del producto per cápita de las veinticuatro regiones del país, para el periodo 1990-2020, que es el periodo en el que se aplican reformas y políticas neoliberales, y en el que toma impulso la inversión extranjera en la minería que dio lugar a un alto crecimiento económico durante quince años. El periodo de análisis incorpora las crisis de 1990-1991, 1998-1999, 2008-2009 y el año de la pandemia 2020.

Se trata de responder si en este contexto de desregulaciones y de liderazgo en el crecimiento de la producción minera, se acentuaron o se atenuaron las disparidades regionales. ¿Han aumentado o han disminuido las heterogeneidades existentes en términos del PBI per cápita o de bienestar entre las regiones del país? ¿Han crecido más rápido las regiones pobres que las regiones ricas, como indica la teoría? ¿Hay clubes o regímenes económicos que convergen a su propio estado estacionario revelando así la fragmentación del país? Para responder a estas preguntas, el análisis se realiza mediante la técnica de datos de panel, a la que se le introduce la interacción espacial tomando en cuenta algunas características propias de las regiones. El análisis de los espacios regionales ha estado ausente de los enfoques económicos dominantes y también en los trabajos de investigación sobre el crecimiento económico. Recién, a partir de los trabajos de Krugman (1990) en la teoría y de Anselin (1988) en la econometría aplicada, la dimensión espacial se está incorporando en las investigaciones teóricas y empíricas sobre el crecimiento de las economías.

En el análisis empírico de la convergencia han proliferado trabajos, desde hace más de 40 años, que trataron primero de corroborar la hipótesis a partir de las diferencias de PBI per cápita entre países y, más recientemente, el análisis empírico se trasladó a las

diferencias de PBI per cápita entre regiones de un mismo país. Según esta hipótesis se trata de responder si, después de un largo periodo, las regiones pobres continuarán siendo pobres y las regiones ricas continuarán siendo ricas, o en pocas palabras, si las regiones pobres alcanzarán a las ricas. Siguiendo a la teoría neoclásica de la convergencia (Solow, 1956; Barro, 1991; Baumol, 1986; y Sala-i-Martin, 1996) la respuesta es que las regiones o países pobres alcanzarían a las ricas, porque, al estar dotadas de una intensidad de capital menor, sus productos per cápita crecerían a una tasa mayor que la del producto per cápita de las regiones o países ricos. Ambas regiones o países llegarían o convergerían a un nivel similar de PBI per cápita, en el largo plazo.

Esta es la versión de la convergencia absoluta que predice la teoría neoclásica del crecimiento económico y que toma en cuenta la influencia del nivel inicial del producto per cápita sobre su tasa de crecimiento, en un largo período. El coeficiente estimado del logaritmo del PBI per cápita del año inicial sería el coeficiente de convergencia absoluta. Sin embargo, en diversos trabajos que trataron de corroborar esta hipótesis se encuentran problemas de especificación porque faltan otras variables explicativas de la tasa de crecimiento del producto per cápita de las regiones o países. En consecuencia, este problema de especificación se resuelve con la hipótesis de la convergencia condicional: que las regiones o grupos de regiones convergen a su propio estado estacionario. Así, se han considerado como factores importantes del crecimiento, el capital humano, la inversión, la infraestructura física e instituciones (Barro, Sala-i-Martin, Jean Blanchard y Hall, 1991; Karnik y Lalvani, 2012; Mankiw, Romer y Weil, 1992; Nayyar, 2008). En este trabajo consideraremos la influencia de la concentración económica, de la producción minera y de la densidad poblacional, entre otras variables.

Por otro lado, la contribución de Anselin (1988) ha influido recientemente en varios trabajos empíricos que toman en cuenta el espacio geográfico y las distancias entre las regiones, en la determinación del crecimiento económico. Lo que quiere decir que el crecimiento de una región no es necesariamente independiente del crecimiento de las otras que pueden ser sus vecinas. Por lo tanto, el análisis de la convergencia o divergencia no sería completo si no se incorporan los efectos espaciales del crecimiento entre las regiones. La pregunta que surge es, si el comportamiento del PBI per cápita de una región depende del PBI per cápita de sus vecinos. Es decir, si la evolución del producto per cápita de una región es influenciada por el comportamiento de las regiones vecinas. Es una forma de analizar la conexión que existe entre la economía, la geografía y la demografía del país. Este análisis debe revelarnos, entonces, cuán integrada territorial y demográficamente está la economía, pues no se puede obviar la influencia en el comportamiento de la economía nacional la dinámica económica y demográfica de las regiones.

Los efectos espaciales del crecimiento entre regiones pueden ser de dos tipos: a) de dependencia, es decir, cuando el producto per cápita de una región depende de los productos per cápita de las otras regiones circundantes. Para captar esta dependencia se utiliza la vecindad o la distancia de una región respecto de otra. Si una región comparte o no frontera con otras, se pondera con la matriz de pesos espaciales W descrita en la sección de metodología; y, b) la heterogeneidad espacial, que puede captarse con la participación del PBI regional en el PBI nacional, que es un proxy de la concentración. El aporte de cada región al PBI nacional, también es un factor determinante en el crecimiento del PBI per cápita de las regiones.

Puede ocurrir concentración de la producción per cápita en algunas regiones, que las regiones con un alto PBI per cápita estén rodeadas de otras con niveles similares de PBI per cápita, y que lo mismo ocurra con las regiones con un bajo PBI per cápita. O, también puede ocurrir que el PBI per cápita de las regiones esté aleatoriamente distribuida, es decir, que no haya influencia recíproca entre las economías regionales y que, por lo tanto, la pobreza y la riqueza estén aleatoriamente distribuidas en el espacio geográfico del país. Por esta razón, en este trabajo intentaremos evaluar la heterogeneidad espacial y la dependencia espacial en la formación de clubes o regímenes económicos espaciales en el proceso de convergencia de los productos per cápita regionales durante el periodo neoliberal 1990-2020. La presencia de clubes o de regímenes económicos sería la demostración de un crecimiento no balanceado y, espacial y económicamente heterogéneo.

La hipótesis de largo plazo de la convergencia se corroborará, para el caso del Perú, con la estimación de una especificación para un periodo largo, 1990-2020, con la técnica de datos de panel y la aplicación de un modelo regresión espacial por regímenes económicos (*spatial switching regression*) para captar la heterogeneidad. La variable dependiente es la tasa logarítmica de crecimiento del PBI per cápita de las regiones — estimada como una tasa promedio móvil con datos del PBI per cápita de 10 años—, y la variable independiente el logaritmo del PBI per cápita inicial de las regiones, con rezagos de nueve periodos. Hay otras variables explicativas específicas de las regiones que se tomarán en cuenta en el análisis de la convergencia condicional, como la concentración económica y el crecimiento de la participación de la producción minera en la producción nacional. La introducción de los efectos espaciales en el análisis de la convergencia o divergencia tendrá implicaciones importantes para la formulación de políticas de crecimiento económico del país.

La estructura del trabajo es como sigue. En la segunda sección se realiza un breve recuento teórico sobre la hipótesis de convergencia Beta y Sigma. En la tercera sección se presenta la metodología para la estimación de la convergencia con y sin efectos espaciales. Luego de explicar la metodología del análisis exploratorio del PBI per cápita

en las regiones del país con el índice de Moran y el estadístico Gettis-Ord, se formulan las especificaciones de los modelos de convergencia absoluta y condicional con datos de panel. En la cuarta sección se describen algunos hechos estilizados del crecimiento del PBI per cápita regional. En la quinta sección se efectúa el análisis exploratorio del PBI per cápita en las regiones del país mediante la técnica ESDA (por sus siglas en inglés). En la sexta sección se describen los resultados del análisis econométrico espacial de la convergencia con estimaciones separadas para los casos de la concentración económica regional y del crecimiento de la participación de la producción minera regional. Los resultados se analizan por regímenes económicos de acuerdo con las conclusiones encontradas en el análisis exploratorio de datos espaciales. Finalmente, la séptima sección se dedica a las conclusiones más importantes del trabajo.

II. Breve recuento teórico sobre la hipótesis de convergencia Beta y Sigma

2.1 El modelo neoclásico de crecimiento económico con cambio técnico

Dada una función de producción neoclásica bien comportada como la siguiente:

$$Y = K^\alpha (AL)^{1-\alpha}$$

donde $0 < \alpha < 1$; Y es la producción, K es el capital y L es el trabajo. Tanto la tecnología como el factor trabajo crecen a tasas exógenas iguales a n y g :

$$L_t = L_0 e^{nt} \quad \text{y} \quad A_t = A_0 e^{gt}$$

Si Y y K se expresan en unidades de trabajo efectivo ($A_t L_t$),

$$\tilde{y} = \frac{Y}{AL} = \frac{Y/L}{A} = \frac{y}{A} \quad \text{y} \quad \tilde{k} = \frac{K}{AL} = \frac{K/L}{A} = \frac{k}{A}$$

la función de producción en términos de trabajo efectivo será:

$$\tilde{y} = \frac{Y}{AL} = \frac{K^\alpha (AL)^{1-\alpha}}{AL} = \tilde{k}^\alpha$$

De la igualdad inversión-ahorro en términos de trabajo efectivo, se obtiene la ecuación que describe el movimiento del capital en términos de trabajo efectivo:

$$d\tilde{k} = s\tilde{k}^\alpha - (\delta + n + g)\tilde{k}$$

donde s es la tasa de ahorro, n es la tasa de crecimiento de la población o del factor trabajo, δ la tasa de depreciación del capital y g la tasa de crecimiento del progreso técnico.

De esta ecuación se obtiene el capital y el producto por trabajador efectivo del estado estacionario:

$$\tilde{k}^e = \left[\frac{s}{n+\delta+g} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad \text{y} \quad \tilde{y}^e = \left[\frac{s}{n+\delta+g} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$$

Entonces, en el estado estacionario:

$$\tilde{y}^e = \frac{y^e}{A} = (\tilde{k}^e)^\alpha$$

Tomando logaritmos y haciendo reemplazos, se obtiene:

$$\begin{aligned} \ln y^e &= \ln A + \alpha \ln \tilde{k}^e \\ \ln y^e &= \ln A_0 + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + \delta + g) \end{aligned}$$

En el estado estacionario, de acuerdo al modelo de Solow-Swan, el producto per cápita crece a la tasa que crece el cambio o progreso técnico.

$$\ln y^e = \ln y_0 + gt$$

Se puede hallar la velocidad de convergencia como el cambio en la tasa de crecimiento del producto per cápita cuando aumenta en uno por ciento.

Velocidad: $\lambda = -\frac{d(\gamma_y)}{d \ln y}$ donde $\gamma_y = \frac{dy}{y}$. Indica la rapidez con la cual la economía —por ejemplo, de una región del país—, evoluciona durante la transición hacia el estado estacionario; es decir, la tasa a la cual el producto per cápita se aproxima a su valor del estado estacionario. La velocidad de convergencia al equilibrio del estado estacionario está determinada por los parámetros del modelo.

De la ecuación:

$$d\tilde{k} = s\tilde{k}^\alpha - (\delta + n + g)\tilde{k}$$

la tasa de crecimiento de \tilde{k} , será igual a:

$$\frac{d\tilde{k}}{\tilde{k}} = s\tilde{k}^{-(1-\alpha)} - (\delta + n + g)$$

En logaritmos:

$$d \ln \tilde{k} = s e^{-(1-\alpha)\ln \tilde{k}} - (\delta + n + g)$$

Si $\gamma_k = \frac{d\tilde{k}}{\tilde{k}}$, entonces:

$$\gamma_{\tilde{k}} = s e^{-(1-\alpha)\ln \tilde{k}} - (\delta + n + g)$$

Derivando con respecto al $\ln \tilde{k}$ encontramos la velocidad de convergencia:

$$\lambda = -\frac{\partial \gamma_{\tilde{k}}}{\partial \ln \tilde{k}} = (1 - \alpha) s e^{-(1-\alpha)\ln \tilde{k}}$$

Cuando el capital en unidades de trabajo efectivo ya no varía, estamos en el estado estacionario:

$$s \tilde{k}^{-(1-\alpha)} = (\delta + n + g)$$

Entonces:

$$\lambda = -\frac{\partial \gamma_{\tilde{k}}}{\partial \ln \tilde{k}} = (1 - \alpha)(\delta + n + g)$$

Esta es la velocidad de convergencia de \tilde{k} a \tilde{k}^e . Dado $(\delta + n + g)$, un $\lambda = 0$ implicará que $\alpha = 1$, lo que es inconsistente con el modelo neoclásico.

A la ecuación:

$$\gamma_{\tilde{k}} = s e^{-(1-\alpha)\ln \tilde{k}} - (\delta + n + g)$$

se le aplica la expansión de Taylor de primer grado, alrededor del $\ln \tilde{k}^e$:

$$\gamma_{\tilde{k}} = 0 - (1 - \alpha) s e^{-(1-\alpha)\ln \tilde{k}^e} (\ln \tilde{k} - \ln \tilde{k}^e)$$

En el estado estacionario $s e^{-(1-\alpha)\ln \tilde{k}^e} = (\delta + n + g)$, en consecuencia:

$$\gamma_{\tilde{k}} = -(1 - \alpha)(\delta + n + g)(\ln \tilde{k} - \ln \tilde{k}^e)$$

$$\gamma_{\tilde{k}} = -\lambda(\ln \tilde{k} - \ln \tilde{k}^e)$$

$$\gamma_{\tilde{k}} = -\lambda \ln \frac{\tilde{k}}{\tilde{k}^e}$$

De las ecuaciones $\tilde{y} = (\tilde{k})^\alpha$ y $\tilde{y}^e = (\tilde{k}^e)^\alpha$, se obtiene:

$$\ln \frac{\tilde{y}}{\tilde{y}^e} = \alpha \ln \frac{\tilde{k}}{\tilde{k}^e}$$

La tasa de crecimiento de \tilde{y} :

$$\gamma_{\tilde{y}} = \alpha \gamma_{\tilde{k}}$$

Por lo tanto, de las ecuaciones $\gamma_{\tilde{k}} = -\lambda(\ln \frac{\tilde{k}}{\tilde{k}^e})$ y $\ln \frac{\tilde{y}}{\tilde{y}^e} = \alpha \ln \frac{\tilde{k}}{\tilde{k}^e}$, se obtiene:

$$\gamma_{\tilde{y}} = -(1 - \alpha)(\delta + n + g)(\ln \tilde{y} - \ln \tilde{y}^e)$$

Es decir:

$$\frac{d \ln \tilde{y}_t}{dt} = -\lambda(\ln \tilde{y}_t - \ln \tilde{y}^e)$$

En el estado estacionario, $\lambda = (1 - \alpha)(n + \delta + g)$

$$\frac{d \ln \tilde{y}_t}{dt} = -(1 - \alpha)(n + \delta + g)(\ln \tilde{y}_t - \ln \tilde{y}^e)$$

Esta es una ecuación diferencial:

$$d \ln \tilde{y}_t = -\lambda \ln \tilde{y}_t + \lambda \ln \tilde{y}^e$$

cuya solución general es:

$$\ln \tilde{y}_t = e^{-\lambda t} \ln \tilde{y}_0 + (1 - e^{-\lambda t}) \ln \tilde{y}^e$$

Restando a ambos miembros, $\ln \tilde{y}_0$, se obtiene la ecuación de convergencia:

$$\ln \tilde{y}_t - \ln \tilde{y}_0 = e^{-\lambda t} \ln \tilde{y}_0 - \ln \tilde{y}_0 + (1 - e^{-\lambda t}) \ln \tilde{y}^e$$

$$\ln \tilde{y}_t - \ln \tilde{y}_0 = -(1 - e^{-\lambda t}) \ln \tilde{y}_0 + (1 - e^{-\lambda t}) \ln \tilde{y}^e$$

Reemplazando $\ln \tilde{y}^e$ por su igual:

$$\ln \tilde{y}_t - \ln \tilde{y}_0 = -(1 - e^{-\lambda t}) \ln \tilde{y}_0 + (1 - e^{-\lambda t}) \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln s - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + \delta + g) \right]$$

Se sabe que

$$\ln \tilde{y}_t = \ln y_t - \ln A_0 - gt$$

Reemplazando esta ecuación en la anterior:

$$\begin{aligned} \ln y_t - \ln A_0 - gt - (\ln y_0 - \ln A_0) \\ = -(1 - e^{-\lambda t}) \ln \tilde{y}_0 + (1 - e^{-\lambda t}) \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln s - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + \delta + g) \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln y_t - gt - \ln y_0 &= -(1 - e^{-\lambda t})(\ln y_0 - \ln A_0) \\ &+ (1 - e^{-\lambda t}) \left[\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + \delta + g) \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln y_t - \ln y_0 &= -(1 - e^{-\lambda t}) \ln y_0 + (1 - e^{-\lambda t}) \left[\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + \delta + g) \right] \\ &+ (1 - e^{-\lambda t}) \ln A_0 + gt \end{aligned}$$

$$\ln y_t - \ln y_0 = -(1 - e^{-\lambda t}) \ln y_0 + X$$

$$\text{Donde: } X = (1 - e^{-\lambda t}) \left[\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + \delta + g) \right] + (1 - e^{-\lambda t}) \ln A_0 + gt$$

Esta ecuación de convergencia muestra que el crecimiento del producto per cápita está relacionado negativamente con el producto del año inicial. También influyen sobre esa tasa los determinantes del estado estacionario: la tasa de ahorro, la tasa de crecimiento de la población, la tasa de depreciación y la tasa de crecimiento del progreso técnico.

Según la teoría neoclásica de la convergencia, la relación capital-trabajo de una región pobre, k_p , se supone que es menor que la de una región rica, k_R . Por lo tanto, la región pobre crecerá más rápido que la región rica, hasta que ambas llegarán a converger al mismo nivel de equilibrio de largo plazo, si comparten los mismos parámetros (s , n , δ , g y $F[.]$). A esta convergencia se le denomina Convergencia Absoluta. Sin embargo, las regiones no tienen por qué tener los mismos parámetros fundamentales (s , n , δ , g , $F[.]$). En consecuencia, cada una convergerá a su propio estado estacionario. Esta es la Convergencia Condicional, pues está condicionada por los parámetros de cada región.

Haciendo $\beta = -(1 - e^{-\lambda T})$, la velocidad de convergencia será igual a:

$$\lambda = -\frac{\ln(\beta + 1)}{T}$$

donde T es el número de unidades de tiempo desde el periodo inicial 0 hasta t.

Por último, el periodo que las economías regionales requerirían para transitar la mitad de la distancia que los separa de su estado estacionario, y que se le denomina “media vida” (MV), sería igual a:

$$MV = -\frac{\ln 2}{\ln(1 + \beta)}$$

La ecuación de convergencia absoluta que se considera para propósitos de la estimación econométrica, sería, entonces:

$$\ln y_t - \ln y_0 = a + \beta \ln y_0$$

Para el caso de la convergencia condicional, la ecuación sería igual a:

$$\ln y_t - \ln y_0 = a + \beta \ln y_0 + \varphi X_t$$

La variable X_t incluye otras variables explicativas del crecimiento del producto per cápita propias de cada una de las regiones.

2.2 Relación entre la convergencia Beta y Sigma

Se dice que hay convergencia Sigma cuando la desviación estándar del logaritmo del producto per cápita entre las regiones —es decir, su dispersión—, se reduce a lo largo del tiempo. Recuérdese que según la convergencia Beta, las regiones más pobres registran tasas de crecimiento elevadas de su producto per cápita comparada con las que registran las regiones más ricas; por esta razón, según la teoría, las regiones más pobres alcanzarían, en el largo plazo, la condición de las regiones ricas.

La convergencia Beta es una condición necesaria pero no suficiente para que ocurra en el conjunto de regiones la convergencia Sigma (Jiménez, 2011, pág. 114). Reescribimos la ecuación de convergencia Beta agregándole el subíndice i que indica la región i y que va de 1 a $N=24$ regiones que conforman el país.

$$\ln y_{it} - \ln y_{it-1} = a + \beta \ln y_{it-1} + \mu_{it}$$

Si el coeficiente Beta es negativo existe convergencia, ocurre lo contrario si el coeficiente Beta es positivo. De la ecuación anterior, se obtiene:

$$\ln y_{it} = a + \beta \ln y_{it-1} + \ln y_{it-1} + \mu_{it}$$

$$\ln y_{it} = a + (1 + \beta) \ln y_{it-1} + \mu_{it}$$

Tomando la varianza:

$$Var(\ln y_{it}) = (1 + \beta)^2 Var(\ln y_{it-1}) + Var(\mu_{it}) + 2(1 + \beta)Cov(\ln y_{it-1}, \mu_{it})$$

Como se supone que el termino de error es un ruido blanco, la covarianza con el producto será igual a cero. Por lo tanto:

$$\text{Var}(\ln y_{it}) = (1 + \beta)^2 \text{Var}(\ln y_{it-1}) + \text{Var}(\mu_{it})$$

$$\sigma_{yt}^2 = (1 + \beta)^2 \sigma_{yt-1}^2 + \sigma_{\mu}^2$$

La varianza, que se utiliza para analizar la convergencia- σ (véase Barro y Sala-i-Martin, 2004, pág. 50), se obtiene como sigue:

$$\sigma^2 = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N [\ln(y_{it}) - \ln(\bar{y}_t)]^2$$

La ecuación de la varianza es una ecuación en diferencias cuya solución general es la suma de la solución de estado estacionario más la solución de tránsito:

$$\sigma_{yt}^2 = (\sigma^2)^e + [\sigma_0^2 - (\sigma^2)^e](1 + \beta)^{2t}$$

donde:

$$(\sigma^2)^e = \frac{\sigma_{\mu}^2}{1 - (1 + \beta)^2}$$

Nótese que la dispersión del logaritmo del producto per cápita del estado estacionario de las regiones, disminuye cuando el valor absoluto de β aumenta. Dado que el valor de $\beta < 0$, su valor absoluto está entre 0 y 1: $0 < |\beta| < 1$. Asimismo, se incrementa cuando la varianza del término del error aumenta.

III. Metodología para la estimación de la convergencia con y sin efectos espaciales

Esta metodología está orientada a detectar la presencia de heterogeneidad y dependencia espacial que dan lugar a la creación de clubes o núcleos regionales de convergencia del PBI per cápita, el mismo que se hará después mediante la técnica de datos de panel. Son pocos los trabajos de convergencia que han utilizado técnicas para identificar clubes espaciales y que han aplicado un enfoque de regresión espacial por regímenes económicos (*spatial switching regression*), precisamente bajo el supuesto realista de crecimiento económico regional heterogéneo y no balanceado. Entre los trabajos que han tomado en cuenta el papel de la heterogeneidad espacial en los procesos de convergencia económica entre regiones, se encuentran Ertur et al. (2006), Dall'erba et al. (2008), Ramajo et al. (2008), Lim (2016), Poletti (2017), Qin et al. (2017) y Díaz et al. (2017).

3.1 Análisis exploratorio del PBI per cápita en las regiones del país

Utilizando la técnica de análisis exploratorio de datos espaciales (ESDA, por sus siglas en inglés), examinaremos la presencia de efectos espaciales, que se refieren tanto a la dependencia espacial como a la heterogeneidad espacial, en los productos per cápita de las 24 regiones del país. Para este análisis exploratorio, utilizaremos la I de Moran global y local, los *Scatterplots* de Moran, los gráficos *box map* y el estadístico G^* de Gettis-Ord (1995).

En relación a la dependencia espacial, sostendremos, siguiendo a Anselin y Bera (1998), que habrá autocorrelación espacial positiva cuando los valores similares de una variable se agrupan espacialmente, mientras que ocurrirá autocorrelación espacial negativa cuando los valores contrapuestos se agrupan espacialmente. En este trabajo detectaremos la presencia de autocorrelación espacial positiva en los productos per cápita de las regiones y su relación con la polarización de las economías regionales. El segundo tipo de efecto espacial, conocido como heterogeneidad espacial, esta referido a patrones de crecimiento regional desigual en forma de regímenes espaciales en el proceso de convergencia regional (Lim, 2016). Primero se examinará la autocorrelación espacial en el producto per cápita promedio del periodo de 1990-1999 y luego se investigará la existencia de clubes que pueden ser tipificados como agrupaciones o regímenes económicos espaciales regionales.

a. La I de Moran global y local

Para analizar si la evolución del producto per cápita de una región es influenciada por el comportamiento del producto per cápita de las regiones vecinas, se construye la matriz de contigüidad espacial (o de distancia) y luego se analiza el estadístico "I de Moran". La noción de espacio es incorporada en las matrices de pesos espaciales de contigüidad (o de distancia).

El estadístico "I de Moran" (Moran, 1950) mide la autocorrelación o intensidad de la dependencia espacial. Su representación formal es:

$$I_M = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2}$$

donde z_i son las desviaciones del PBI per cápita de la región i respecto del promedio nacional ($z_i = y_i - \bar{y}$). Lo mismo para el departamento j . w_{ij} son los elementos de la matriz W para cada región i y de sus vecinos j , respectivamente. W es una matriz

simétrica de contigüidad (o de distancia) espacial binaria que se normaliza (la suma de cada fila debe ser igual a 1).

Para definir los pesos de la matriz W de vecindad —puede haber, como ya se mencionó, una matriz de distancia— primero, se determinan sus elementos $w_{i,j}$ los mismos que serán iguales a uno si “ i ” y “ j ” son regiones vecinas o tienen frontera compartida, e iguales a cero si no lo son o no tienen frontera compartida (LeSage y Pace, 2009; Ord, 1975). En segundo lugar, para formar una combinación lineal de valores de las regiones vecinas, se normaliza la matriz para que cada una de las filas sumen 1. Es importante señalar que las regiones vecinas se influyen más entre sí que las regiones espacialmente distantes. W es la matriz de pesos espaciales que Anselin (1988), Anselin y Florax (1995), Anselin y Bera (1998), Kelejian y Prucha (1998), proponen para la estimación de ecuaciones que incorporen la dependencia espacial entre sus variables.

Por otro lado, hay dos matrices W de distancias (Sánchez et al. 2019, pág. 7). La primera es la matriz de distancia inversa según la cual la influencia de una región sobre otra será menor mientras más lejos se encuentre de esta última. La segunda es la matriz de distancia inversa al cuadrado que implica que una región distante de otra tendrá una influencia mucho menor sobre esta última, en comparación al caso anterior. Para este trabajo nos parece más pertinente utilizar la matriz de distancia inversa al cuadrado, debido a las desconexiones infraestructurales que existen entre regiones distantes del país. En otras palabras, debido a la ausencia de una integración vial adecuada entre regiones (carreteras, ferrocarriles, etc.), la influencia de una sobre otra es más evidente cuando están cerca que cuando se encuentran relativamente distantes.

Con la matriz W normalizada el término $\frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$ del índice *I de Moran* será igual a 1. Cuando el índice *I de Moran* toma valores cercanos a 1 se puede decir que la variable presenta una fuerte dependencia positiva, en el sentido que valores similares tienden a estar juntos en el espacio. Los valores cercanos a -1 muestran, análogamente, una fuerte dependencia negativa (valores disímiles próximos unos de otros) y los valores alrededor de $-1/(n-1)$ denotan una distribución aleatoria de valores (n es el número de regiones).

De acuerdo con Bivand y Wong (2018, página 6), el valor esperado del índice de Moran sería:

$$E(I) = -\frac{1}{(n-1)}$$

Con una varianza igual a:

$$Var(I) = E(I^2) - E[I]^2$$

Para determinar la significancia del índice de Moran y poder comparar los resultados que utilizan una misma matriz W, se puede utilizar una distribución z cuya fórmula sería:

$$z_{score} = \frac{I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}}$$

Utilizando una tabla z se puede obtener el p-value del índice I de Moran para comparar resultados obtenidos utilizando la misma matriz W.

De otro lado, para detectar las relaciones espaciales entre regiones específicas se utiliza el concepto de I de Moran Local (*local indicator of spatial association*, LISA). Este indicador muestra la aproximación de la ubicación de clústeres locales y *outliers* espaciales para una región determinada. Además, puede mostrar qué región contribuye más a la relación espacial que se presenta en el análisis general. Su representación se da de la siguiente manera:

$$I_i = \frac{(z_i) \sum_{j=1}^n w_{ij}(z_j)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n z_i^2 / n}}$$

donde z_i son las desviaciones del PBI per cápita de la región i respecto del promedio nacional ($z_i = y_i - \bar{y}_i$). w_{ij} son los elementos de la matriz espacial normalizada. De este indicador, se puede obtener el *Scatterplot* de Moran que aporta una visión más desagregada de la naturaleza de la dependencia espacial. En el eje de las abscisas de este *scatterplot* se coloca el PBI per cápita de cada región, estandarizado, y en el eje de las ordenadas se coloca el producto de la matriz de pesos espaciales multiplicado por el PBI per cápita estandarizado. El plano se divide así en cuatro cuadrantes (con el cruce de las líneas que parten del promedio de las variables estandarizadas correspondientes a los dos ejes del plano).

En los cuadrantes se grafica las ubicaciones de las estadísticas I_i de Moran locales, clasificadas por tipo de asociación espacial. Los cuatro tipos de asociación espacial local entre una región y sus vecinos son: (i) HH: asociación alto-alto (valores altos rodeados de valores altos); (ii) LH: asociación baja-alta (valores bajos rodeados de valores altos); (iii) LL: asociación bajo-bajo (valores bajos rodeados de valores bajos); (iv) HL: asociación alto-bajo (valores altos rodeados de valores bajos). El primer y tercer cuadrantes representan formas de asociación espacial positiva, es decir, de valores similares, mientras que el segundo y cuarto cuadrantes recogen formas de asociación negativa. El *scatterplot* nos sirve para examinar el conglomerado espacial formado por cada nivel de PBI per cápita de cada una de las regiones. Luego, examinamos las características económicas y poblacionales de las regiones que forman los conglomerados.

Para el cálculo de la significancia (p-value) del índice de Moran local se utiliza tanto la esperanza como la varianza. Sin embargo, la distribución de este no será conocida, lo cual llevará a utilizar simulaciones para aproximarlos. Las simulaciones se realizan con los datos originales utilizados. Cada simulación ordenará de distinta manera a los vecinos y se calculará un índice de Moran local aleatorio. A partir de este índice, se construye los valores críticos y p-values para determinar su significancia.

b. El estadístico Gettis-Ord

Identificados los grupos con productos per cápita espacialmente relacionados y, por lo tanto, no independientes se procederá a la estimación del estadístico Gettis-Ord (G_i^*) para las 24 regiones. Un valor positivo de este estadístico para la región i indica una agrupación espacial de valores altos alrededor de dicha región i , mientras que un valor negativo para la región i indica una agrupación espacial de valores bajos alrededor de dicha región (Lim, 2016).

La fórmula del estadístico, es:

$$G_i^* = \frac{\sum_j^n w_{ij}x_j - W_i^* \bar{x}}{s\{[(nS_{1i}^*) - W_i^*]/(n - 1)\}^{1/2}}$$

donde:

$$W_i^* = \sum_{j \neq i} w_{ij} + w_{ii}$$

$$S_{1i}^* = \sum_j w_{ij}^2$$

El p-value de este estadístico se halla, siguiendo a Gettis-Ord (1995, pag.298), con base a simulaciones para aproximarse a su significancia. Las simulaciones se realizan como en el caso del índice de Moran local.

Sobre la base de este estadístico, se identificarán regímenes económicos espaciales siguiendo la regla sugerida por Fischer y Stirbock (2006) y Gallo y Dall'erba (2006): Si el estadístico (G_i^*) para una región i es positivo entonces el área de esta región pertenece a un régimen espacial 1 (el agrupamiento de las regiones predominantemente ricas conocidas como "Centro") y si el estadístico para la región i es negativo esta región pertenecerá al régimen espacial 2 (agrupamiento de las regiones "periféricas" o predominantemente pobres). Por lo tanto, el proceso de convergencia diferirá entre los dos regímenes espaciales (no es necesario que las regiones de un régimen espacial sean necesariamente contiguas, sino que sigan una misma forma estructural).

3.2 Las especificaciones de los modelos de convergencia absoluta y condicional con Datos de Panel

La mayoría de trabajos sobre la convergencia han utilizado la técnica de corte transversal, que elimina la dinámica temporal del producto per cápita, lo que no ocurre con la técnica de datos de panel.

a. Las críticas al análisis de corte transversal

Cermeño (2006, pág. 606) resume de manera precisa las críticas al análisis de corte transversal. En primer lugar, menciona que este tipo de análisis genera estimados de los coeficientes de convergencia sesgados. Evans (1997) demuestra que aun cuando las variables explicativas expliquen el 90% de la variación de la variable dependiente, el coeficiente de convergencia es casi la mitad de su verdadero valor. En consecuencia, no se pueden hacer inferencias válidas con este tipo de regresiones. En segundo lugar, las regresiones de corte transversal no son robustas (es decir, no son homoscedásticas y sin autocorrelación) en relación a todas las variables utilizadas como regresores. Levine y Renelt (1992) mostraron que la mayoría de los resultados empíricos obtenidos de este tipo de regresiones son sensibles al conjunto de variables considerado. Por último, Cermeño (2006) —citando a Evans, (1998) y Grier y Tulloc (1989)— dice que las regresiones de corte transversal no consideran los problemas de simultaneidad y heterogeneidad entre las regiones o países, y pierden de vista la dinámica de crecimiento al utilizar tasas de crecimiento promedio de largos periodos, lo cual implica suponer que las economías crecen de manera continua y uniforme a lo largo del tiempo (Quah, 1993a y b).

El análisis de datos de panel permite resolver estos problemas. Para aplicar esta técnica seguimos la recomendación de Anselin (1988, página 36), quien sugiere realizar primero un análisis sin efectos espaciales, para luego determinar si es necesario o no introducirlos en la investigación. Siguiendo esta recomendación, se presenta la especificación sin efectos espaciales y luego con efectos espaciales. Hay tres formas de dependencia espacial que deben tenerse en cuenta. Primero, los efectos espaciales endógenos, cuando la variable dependiente de una región depende del valor de la variable dependiente de las otras regiones. Segundo, los efectos exógenos de las variables explicativas de las otras regiones. Y tercero, efectos correlacionados, donde características espaciales similares no observadas dan como resultado un comportamiento similar (ver Elhorst, 2010, pág. 11).

Para decidir qué modelo espacial utilizar, se realizará el test LM (máxima verosimilitud), tanto para errores espaciales, así como para rezagos espaciales. Además, se realizará el test LK o valor log-likelihood, conjuntamente a los test AIC y BIC, para determinar si el modelo está bien especificado y para hacer comparaciones entre los modelos.

b. Modelo de Convergencia absoluta

En los modelos de datos de panel no puede haber variables invariantes en el tiempo. Entonces, la especificación que permitirá obtener el coeficiente de convergencia absoluta- β con datos de panel será:

$$(1) \quad \bar{Y}_{i,t} = \alpha_i + \beta \ln y_{i,t-9} + u_{i,t}$$

donde $\bar{Y}_{i,t}$ es la tasa de crecimiento logarítmica del PBI per cápita de la región “i” calculada como el promedio móvil con datos de 10 años. Estas tasas se ubican en el último año del periodo de 10 años; este es el periodo “t”. Por ejemplo, la tasa calculada correspondiente a 1990-1999, se ubicará en el año 1999, la calculada para el periodo 1991-2000 se ubicará en el año 2000, y así sucesivamente. El regresor $\ln y_{i,t-9}$ es el rezago del logaritmo del PBI per cápita de 9 periodos. α_i y β son los parámetros a estimar.

No se estiman efectos fijos y aleatorios, ni efectos fijos regionales y temporales, por las razones que se explican más abajo.

c. Las críticas a la especificación con efectos fijos

Hay críticas a las especificaciones con efectos fijos y, más específicamente, al modelo *two way*. Según Angrist y Pischke (2009) “Los estimadores de efectos fijos (...) se basan en la presunción de variables omitidas invariantes en el tiempo (o invariantes en el grupo). Para ser concretos, (...) un golpe contra la configuración de efectos fijos es el hecho de que la naturaleza exacta de las variables no observadas generalmente sigue siendo algo misteriosa. (...) (La) noción de que las variables omitidas más importantes son invariantes en el tiempo no parece plausible.” (pág. 243).³ Hill et al. (2020) señalan que “La heterogeneidad no observada que puede estar presente en los modelos de efectos fijos es una caja negra” (pág. 12). De otro lado, Bell y Jones (2015) señalan que los “modelos de efectos fijos que controlan, en lugar de modelar explícitamente, el

³ Angrist y Pischke (2009) señalan, además, que los modelos de efectos fijos “pueden eliminar algunas de las variables omitidas del agua del baño, pero también eliminan gran parte de la información útil del bebé: la variable de interés” (pág. 226).

contexto y la heterogeneidad ofrecen resultados demasiado simplistas y empobrecidos que pueden conducir a interpretaciones engañosas” (pág. 134).

De la crítica anterior a las “misteriosas variables no observadas”, Hill et al. (2020) hacen énfasis en la “heterogeneidad no observada”. Dicen, “Aunque la heterogeneidad no observada debida a características variables en el tiempo que no se miden o son desconocidas para el analista es la principal limitación de los modelos de efectos fijos, los investigadores tienden a centrarse más en la heterogeneidad que está controlada por el diseño que en la heterogeneidad que no lo está. Los investigadores suelen afirmar y reafirmar cómo los modelos de efectos fijos controlan las características invariantes en el tiempo, pero esto solo es cierto si esas variables tienen los mismos efectos en cada momento. Si los coeficientes para las supuestas características invariantes en el tiempo varían con el tiempo, ellos se vuelven equivalentes a las características que varían en el tiempo (págs. 12 y 13).

En relación al modelo two-way de efectos fijos, Imai y Kim (2020) afirman: “La regresión lineal bidireccional de efectos fijos (2FE) se ha convertido en un método predeterminado para estimar los efectos causales a partir de datos de panel. Muchos investigadores aplicados utilizan el estimador 2FE para ajustar los factores de confusión específicos de la unidad y del tiempo no observados al mismo tiempo. Desafortunadamente, demostramos que la capacidad del modelo 2FE para ajustarse simultáneamente a estos dos tipos de factores de confusión no observados se basa críticamente en la suposición de efectos aditivos lineales. (...) En conjunto, mostramos que, en contraste con la creencia popular, el estimador 2FE no representa una estrategia de estimación no paramétrica basada en el diseño para la inferencia causal. En cambio, su validez se basa fundamentalmente en los supuestos del modelo” (Pág. 1).⁴

Por su parte, Hill et al. (2020) dicen que los coeficientes del modelo two-way de efectos fijos “se pueden interpretar como la diferencia promedio en los cambios dentro de un individuo en la variable dependiente en el momento t por cada unidad de aumento dentro de un individuo en la variable explicativa en el momento t , promediados entre los puntos de tiempo” (pág. 15). Además, dicen que Kropko y Kubinec (2018) explican que “esta interpretación a menudo será difícil de comunicar y comprender” (pág. 11). Hill et al. (2020) concluyen afirmando que “Es difícil imaginar muchas teorías o preguntas de investigación empírica que puedan abordarse directamente mediante coeficientes de efectos fijos bidireccionales” (pág. 15).

Por último, los investigadores —dice Jakiela (2021)— a menudo utilizan el modelo de efectos fijos two-way “para controlar las perturbaciones específicas de la ubicación y del

⁴ Un factor de confusión (también conocido variable oculta) es una variable que influye tanto en la variable dependiente como en la variable independiente, lo que da lugar a una asociación espuria.

período, estimando un efecto de tratamiento promedio en todas las ubicaciones y períodos de tiempo. Investigaciones recientes demuestran que tales estimaciones pueden estar gravemente sesgadas —e incluso pueden estar diseñadas incorrectamente—, cuando los efectos del tratamiento cambian con el tiempo dentro de las unidades tratadas” (pág. 2).

d. La incorporación de los efectos espaciales y la convergencia condicional

Tomando en cuenta estas críticas, se descarta la estimación del modelo *two-way*. En consecuencia, en primer lugar, se estimará la especificación suponiendo que el término de error estocástico es: $\mu_{i,t} \sim N(0, \sigma_{\mu}^2)$. Esta especificación luego será evaluada para decidir la incorporación de efectos espaciales: el modelo de retraso espacial (*spatial autoregressive model, SAR*) y el modelo de error espacial (*spatial error model, SEM*).

Para incorporar los efectos espaciales, se extiende la ecuación anterior incorporando una matriz de conectividad o vecindad W —o de distancia— de pesos espaciales, luego de la aplicación del test LM en la estimación de la ecuación anterior (de convergencia absoluta). Este test indica si se incorporarán o no los modelos SAR y SEM. Esta matriz W determina la dirección y las formas que adoptan los efectos espaciales.

El modelo de rezago espacial (SAR):

$$(2) \quad \bar{Y}_{i,t} = \alpha_i + \beta \ln y_{i,t-9} + \rho W \bar{Y}_{i,t} + u_{i,t}$$

“El coeficiente autorregresivo espacial ρ captura la magnitud del efecto que las variables dependientes de las regiones vecinas tienen sobre la variable dependiente de una región. En otras palabras, mide el grado de dependencia sustantiva de la variable dependiente de una región respecto de la variable dependiente de las regiones circundantes, que puede derivar de una variedad de efectos indirectos, como la difusión de tecnología y la transferencia de factores de producción. Por lo tanto, la existencia de la dependencia del retraso espacial indica una dependencia espacial estructural entre las regiones” (Yongbok 2007, pag. 8). Un coeficiente $\rho > 0$ significa que existe una dependencia espacial positiva de la variable dependiente de una región respecto de la variable dependiente de las regiones circundantes; por el contrario, si $\rho < 0$, entonces existe una dependencia negativa.

El modelo de error espacial (SEM):

$$(3) \quad \begin{aligned} \bar{Y}_{i,t} &= \alpha_i + \beta \ln y_{i,t-9} + u_{i,t} \\ \mu_{i,t} &= \lambda W \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{i,t} &\sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2) \end{aligned}$$

donde: $u_{i,t} = \lambda W u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$, es un proceso autorregresivo espacial; $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Como se puede observar, el término de error $u_{i,t}$ no es *i.i.d.*

En este caso, como se puede observar, el término de error $u_{i,t}$ no es *i.i.d.* (independiente e idénticamente distribuido). El coeficiente λ muestra la intensidad de la correlación espacial entre los errores (condicional a W) y $W u_{i,t-1}$ representa la estructura espacial de las influencias vecinas entre los residuos o errores.

Un $\lambda > 0$ significa que existe una dependencia espacial positiva en los errores; por el contrario, si $\lambda < 0$ entonces existe una dependencia negativa en los errores. Si no se toma en cuenta esta autocorrelación espacial los coeficientes estimados por datos de panel pueden no ser sesgados, pero serán ineficientes por lo que las inferencias que se realicen pueden ser engañosas (Yongbok 2007, pág. 9).

Es importante señalar que el criterio de contigüidad espacial — o de distancia— no es suficiente para explicar el crecimiento del producto per cápita, como tampoco se puede suponer estrictamente la existencia de convergencia absoluta cuando hay heterogeneidad espacial y económica. La composición de la estructura productiva no es la misma en todas las regiones (unas son fundamentalmente mineras y otras no), las participaciones de la producción regional en la producción nacional son muy desiguales; por último, las regiones tienen densidades poblacionales distintas. Hay, pues, otras variables que también influyen en el crecimiento del producto per cápita, como, por ejemplo, la concentración económica espacial, la densidad poblacional, el crecimiento de la participación de la producción sectorial de las regiones, etc. (Asuad y Quintana, 2010, pág. 87). Por todas estas razones, la hipótesis de la convergencia condicional es la más apropiada y, mejor aún, incorporando regímenes económicos de acuerdo al análisis exploratorio de los datos.

El modelo de convergencia condicional comúnmente utilizado incorpora otras variables exógenas o independientes, como se muestra a continuación:

$$(4) \quad \bar{Y}_{i,t} = \alpha_i + \beta \ln y_{i,t-9} + \varphi X_i + u_{i,t}$$

Las variables exógenas que se utilizarán en este caso son la tasa de crecimiento de la participación de la minería, la tasa de crecimiento de la concentración de la producción regional y la densidad poblacional, la tasa de crecimiento del índice de Herfindahl y Hirschman y el coeficiente de especialización económica regional.

¿Cómo ordenar la especificación de convergencia condicional con efectos espaciales a ser estimada? Al respecto LeSage (2014) afirma que hay una literatura confusa sobre la econometría espacial para los investigadores que desean utilizar en sus trabajos

métodos de regresión espacial; por esta razón recomienda ignorar gran parte de esa literatura ya que no proporciona información relevante pertinente a los profesionales. La literatura —dice— pone demasiado énfasis en el modelo “combinación espacial autorregresiva” (SAC, por sus siglas en inglés) debido a su interés econométrico teórico. Esta especificación puede ser ignorada con seguridad por los profesionales, ya que tiene numerosos inconvenientes en el uso aplicado” (2014, pág. 30). Para propósitos de este trabajo, LeSage se está refiriendo a una especificación con la que se estima simultáneamente el modelo SAR y SEM.

Solo las siguientes dos especificaciones deben ser consideradas, los simplifica en gran medida, como dice LeSage, “la tarea de decidir sobre una especificación adecuada” (LeSage, 2014, pág. 31).

El Modelo de spillover global

a) Modelo espacial autorregresivo (SAR) de convergencia condicional

Este modelo incluye las variables explicativas, X_i y la variable dependiente espacialmente rezagada.

$$(5) \quad \bar{Y}_{i,t} = \alpha_i + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \bar{Y}_{i,t} + \beta \ln y_{i,t-9} + \varphi X_i + u_{i,t}$$

Las variables son las mismas mencionadas en los modelos anteriores. El término del error $\mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2)$ y ρ es el parámetro autorregresivo de la variable dependiente. WY_i es el producto de la matriz de distancia espacial W y la variable dependiente (la tasa de crecimiento logarítmica promedio móvil del PBI per cápita).

El Modelo de spillover local

b) Modelo de error espacial (SEM) de convergencia condicional

$$(6) \quad \begin{aligned} \bar{Y}_{i,t} &= \alpha_i + \beta \ln y_{i,t-9} + \varphi X_i + u_{i,t} \\ u_{i,t} &= \lambda W u_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{i,t} &\sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \end{aligned}$$

donde: $u_{i,t} = \lambda W u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$, es un proceso autorregresivo espacial; $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Como se puede observar, el termino de error $u_{i,t}$ no es *i.i.d.*

Estos dos modelos deben ser estimados para los regímenes económicos 1 y 2, luego del análisis exploratorio de los datos utilizando, como ya fue mencionado, el índice I de Moran local y el estadístico Gettis-Ord. Para la estimación de estos dos regímenes, en

los modelos anteriores (SAR y SEM) se introducirá una variable dicotómica (*dummy*) que multiplicará a cada uno de los términos del lado derecho de la ecuación: D_1 para el régimen 1 y D_2 para el régimen 2. D_1 tomará el valor igual a 1 cuando la región pertenece al régimen 1 y 0 si no pertenece; de la misma manera, D_2 será igual a 1 si la región pertenece al régimen 2 y será igual cero si ocurre lo contrario.

El test de Chow/Wald se aplica a las estimaciones del modelo dividido en dos regímenes, para evaluar si realizar esta división tiene sentido estadísticamente. En consecuencia, la hipótesis nula del test es que la estimación en dos regímenes no es adecuada debido a la existencia de homogeneidad espacial en el proceso de convergencia. En este caso, habría que estimar el modelo para el conjunto de todas las regiones y no dividiéndolo en dos grupos. Mientras que según la hipótesis alternativa la estimación en dos regímenes es la adecuada estadísticamente confirmándose así la heterogeneidad espacial en el proceso de convergencia. En este caso, existe inestabilidad estructural entre los regímenes espaciales.

La evaluación del modelo que mejor se adecúa al análisis espacial de la PBI per cápita de las regiones del país, se realizará con los test LIK (*Log-likelihood value*), BIC (*Bayesian Information Criterion*) y AIC (*Akaike Information Criterion*).

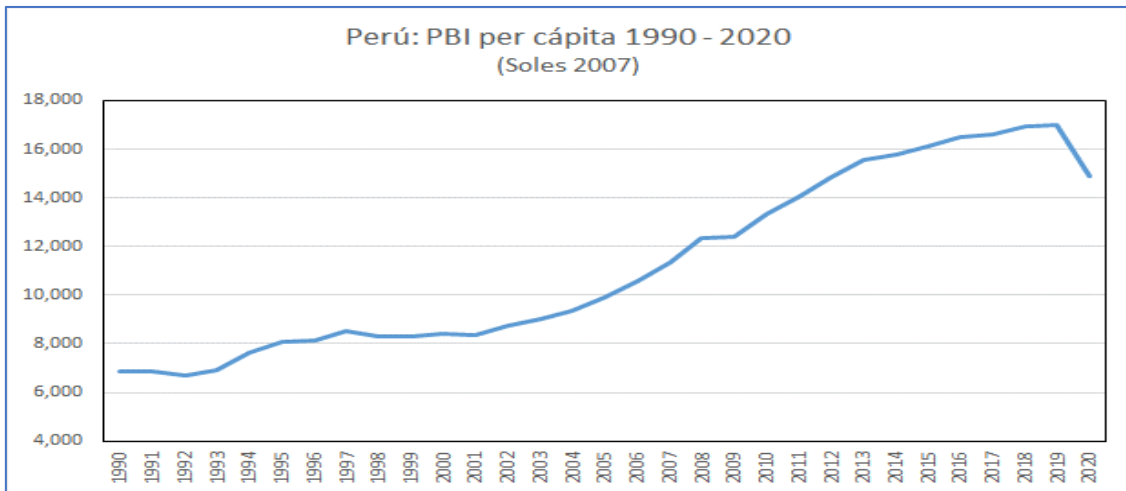
IV. Algunos hechos estilizados del crecimiento del PBI per cápita regional

4.1 Evolución del PBI per cápita nacional y regional

El PBI per cápita nacional crece de 1990 al 2000 a la tasa de 2.0% promedio anual; de 2000 al 2010 a la tasa de 4.6% promedio anual y en los últimos 10 años a la tasa de 1.1% promedio anual. Si se elimina el año 2020, año de la pandemia, la tasa decrecimiento ente 2010 a 2019 fue de 2.8% promedio anual.

De 1990 a 2020, la tasa de crecimiento fue de 2.6% y si eliminamos el año de la pandemia, en el periodo 1990-2019, la tasa fue 3.2% promedio anual. Es importante mencionar que en el periodo del superciclo de los precios de las materias primas, 2002-2013, la tasa de crecimiento del PBI per cápita fue de 5.3% promedio anual. Es claro, entonces que cuando el “motor externo” se apaga, el crecimiento del producto per cápita se ralentiza. La pregunta es, si este comportamiento se replica de manera uniforme en todas a regiones del país (Gráfico 1).

Gráfico 1

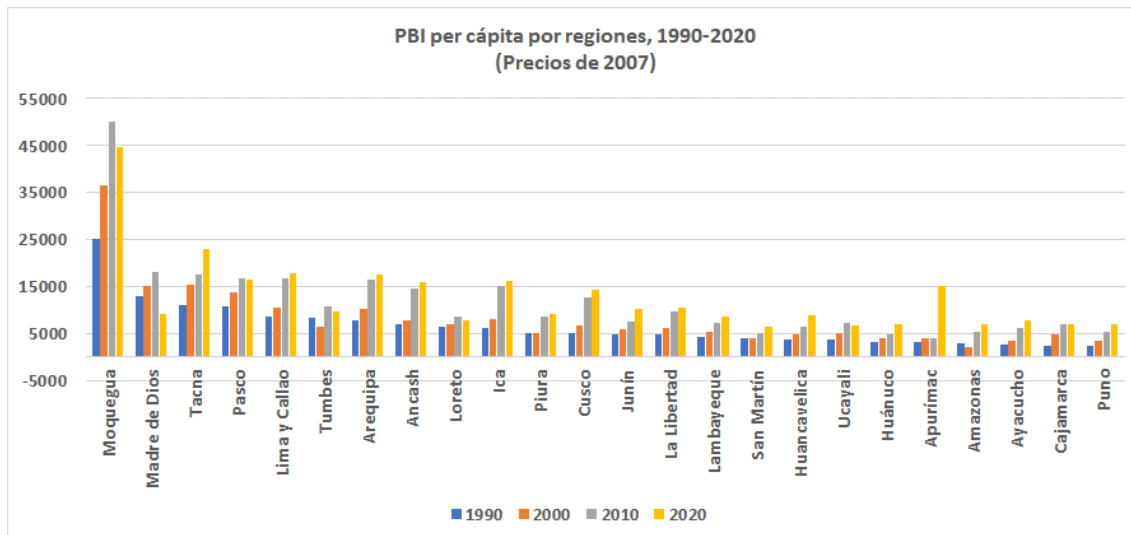


Nota: no incluye impuestos a los productos y derechos de importación

Fuente: BCRP, Estadísticas. Elaboración propia

El Gráfico 2 que sigue contiene el PBI per cápita regional para los años 1990, 2000, 2010 y 2020. El que corresponde al año 1990 está en orden descendente y el de los siguientes años muestra los cambios de posición de las regiones. El PBI per cápita de veinte regiones registra una tendencia creciente de 1990 a 2020. El PBI per cápita de Moquegua y Madre Dios disminuye en el periodo 2010-2020 y el de Tumbes y Amazonas en el período 1990-2000.

Gráfico 2



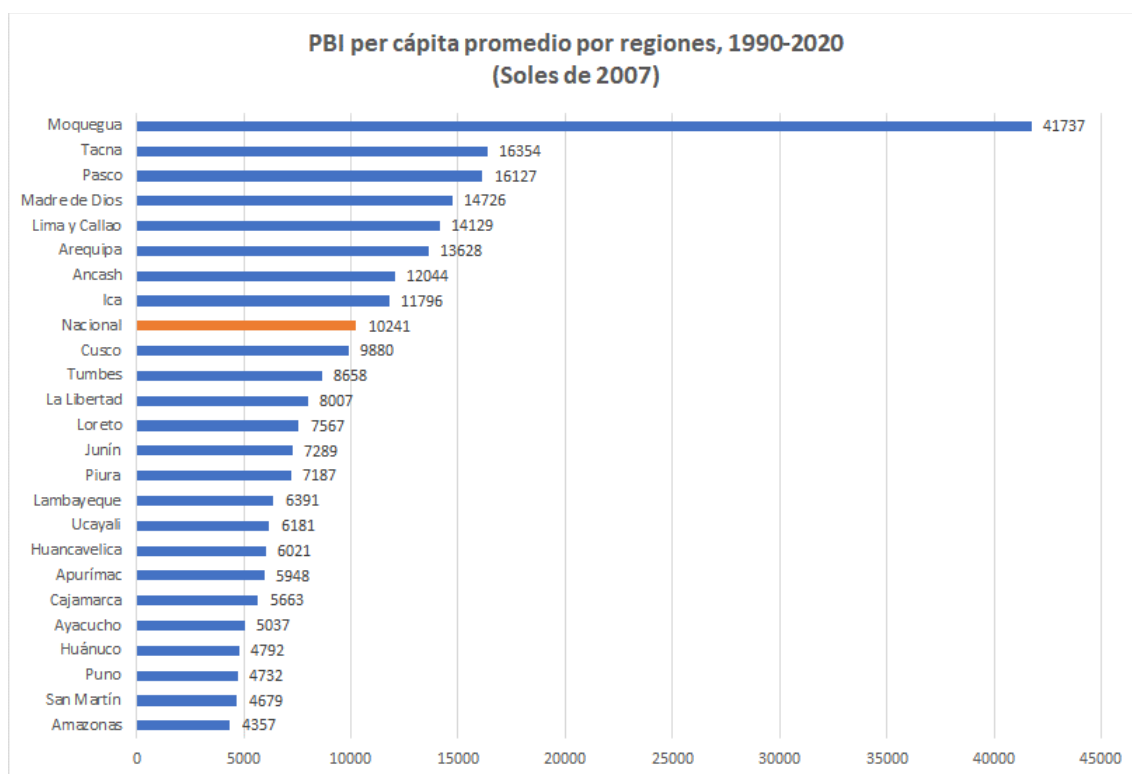
Fuente: INEI Estadísticas. Elaboración propia.

Durante el periodo de análisis 1990-2020, Madre de Dios es la única región que registra una disminución de su PBI per cápita: se sitúa por debajo de su nivel alcanzado en 1990 después de haber aumentado hasta el año 2010. De las veintitrés regiones que aumentan su PBI per cápita, doce regiones crecen por encima del promedio, de las cuales, ocho son mineras (Ancash, Apurímac, Arequipa, Ayacucho, Cajamarca, Cusco,

Huancavelica y Puno). Las regiones mineras de Junín y Tacna crecen a una tasa ligeramente inferior al promedio nacional. Las otras regiones que crecen por encima del promedio nacional son: Amazonas, Huánuco, Ica y La Libertad. Lima y Callao y Lambayeque crecen a una tasa similar al promedio nacional.

En el Gráfico 3 se puede observar el promedio del PBI per cápita a precios de 2007⁵ para las 24 regiones y la media nacional, en orden descendente. Moquegua tiene un mayor ingreso con S/. 41737 seguido por Tacna con S/. 16354. En el último lugar se encuentra Amazonas con S/. 4357. Hay dieciséis regiones por debajo de la media nacional. La diferencia entre el primero y este último es de S/. 37380. Según esta información, Moquegua sería la región con el más alto bienestar económico y social, sin embargo, la pregunta es si su población tiene acceso a mayores servicios e infraestructura sociales básicos (educación, salud, agua y desagüe, etc.), en comparación, por ejemplo, con Amazonas. La segunda región más rica sería Tacna, aunque su producto per cápita representa solo el 39.2% del correspondiente al de Moquegua.

Gráfico 3



Fuente: INEI Estadísticas. Elaboración propia.

El PBI per cápita no parece ser, en rigor, un buen indicador de bienestar. No necesariamente las regiones con altos PBI per cápita tienen las mejores condiciones

⁵ El PBI per cápita de las regiones y el nacional no incluyen Impuestos y derechos de importaciones.

sociales y económicas. Por ejemplo, en el año 2017 Moquegua tenía un coeficiente GINI de 41.6, mientras Lambayeque, una región con un bajo nivel de PBI per cápita, registraba un coeficiente GINI de 38.2% (véase Castillo, 2020, pág. 29). En Tacna, otra región con alto PBI per cápita, en el año 2019, el 72.77% de la población tenía educación secundaria completa, mientras que en Cajamarca y Puno el porcentaje de la población con educación secundaria ascendía a 51.2% y 73.84%, respectivamente. El porcentaje de viviendas con agua y desagüe, en el año 2017, fue de 78.38% en Moquegua, mientras que en San Martín fue de 76.59% y en Puno de 48.0%. En Arequipa, en el año 2017, habían 27.25 médicos por 10 mil habitantes, mientras que en Pasco había 17 médicos y en Cajamarca solo 6.68 médicos por 10 mil habitantes (véase PNUD, 2019, págs. 31, 94 y 97). Los porcentajes de pobreza monetaria tiene una distribución heterogénea entre las regiones. Según León (2019 pág.9), la pobreza monetaria, en el año 2016, en las regiones de Apurímac, Ayacucho, San Martín y Ucayali, fue de 38.7%, 40.6%, 27.4% y 11.4%, respectivamente.

4.2 Especialización y distribución geográfica de la producción regional

En veintidós de las veinticuatro regiones la participación del sector terciario (Comercio, Administración y Otros servicios), supera, en promedio en el periodo 1990-2020, la tercera parte de su producción total. En Moquegua y Pasco, la participación del sector terciario fue de 16.6% y 17.4%. Por otro lado, en siete regiones, la producción del sector terciario es casi la mitad de la producción total de la región. Estas son: Huancavelica con 53.5%, Huánuco con 50.5%, Puno con 51.7%, San Martín con 52.6%, Ucayali con 54.9%, Piura con 49.4%, La Libertad con 48.8% y Tumbes con 48.7%. La más alta participación del sector terciario se encuentra en Lambayeque con 68.1% y Lima y Callao con 71.3%. En las doce regiones restantes, la participación del sector terciario se ubica entre el 34.2% y el 46.9%.

Dados los altos porcentajes de participación del sector terciario en 22 de las 24 regiones del país, se podría concluir que el empleo que predomina en ellas es de baja calidad, de baja productividad, de bajos ingresos y con alta informalidad, como ocurre cuando se analiza la economía nacional en su conjunto (véase, Jiménez 2012).

Dejando de lado este sector terciario, podemos clasificar a las regiones en tres tipos: las especializadas en la producción minera, agrícola y manufacturera. Como criterio para realizar esta agrupación se tomó en cuenta, en primer lugar, el coeficiente de especialización; en segundo lugar, los sectores que ocupan los dos primeros lugares como porcentaje de la producción regional; y, en tercer lugar, la comparación de estas participaciones con la correspondiente participación de los mismos sectores en la producción nacional. Una región se considera especializada en la producción de un

sector, si la participación de este en la producción de dicha región es mayor que la participación de la producción del sector en la producción nacional. En casi todos los casos, esta clasificación coincide con un coeficiente de especialización mayor que la unidad. Cuando el coeficiente de especialización es menor que uno se toma en cuenta como criterio definitorio, el anterior. La aplicación de estos criterios puede dar lugar a la existencia de una región especializada en más de un sector.

De acuerdo con Rivera (2012, pág. 10), el coeficiente de especialización se puede calcular de la siguiente manera:

$$Q_{ij} = \frac{\frac{Y_{ij}}{\sum_{j=1}^n Y_{ij}}}{\frac{\sum_{i=1}^n Y_{ij}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n Y_{ij}}}$$

Esta fórmula describe la relación entre la participación del sector “i” en la región “j” y la participación del sector en el total nacional. Si $Q_{ij} \geq 1$ significa que existe especialización en la actividad económica “i” en la región “j”. Si $Q_{ij} < 1$ significa que no existe especialización en la actividad económica. Mientras Q_{ij} sea mayor significará mayor especialización.

Cuadro 1

Regiones Agrícolas 1/			
Región	Coeficiente de especialización	Participación de la producción del sector en la producción total de la región	Participación del sector de la región en el total del sector nacional
Amazonas	4.520	33.18	2.89
Apurímac	2.518	14.11	1.77
Ayacucho	2.515	16.77	2.63
Cajamarca	2.148	14.06	5.61
Huancavelica	1.388	9.93	1.25
Huánuco	2.815	20.08	3.59
Ica	2.159	15.18	6.86
La Libertad	2.189	15.84	10.56
Lambayeque	1.675	11.34	4.11
Loreto	1.104	8.13	2.71
Madre de Dios	1.016	7.08	0.58
Puno	2.284	16.43	4.79
San Martín	3.326	24.80	4.30
Tumbes	1.851	13.30	1.17
Ucayali	1.693	11.72	1.63

1/ Incluye Pesca

Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

Gráfico 4



Elaboración propia

Hay quince regiones especializadas en la producción agrícola y que explican el 54.5% de la producción agrícola nacional. En tres de ellas (Amazonas, Huánuco y San Martín) la producción agrícola explica más de un quinto de la producción total de la región y son las que tienen los coeficientes de especialización más altos (Cuadro 1 y Gráfico 4).

Cuadro 2

Regiones Mineras			
Región	Coefficiente de especialización	Participación de la producción del sector en la producción total de la región	Participación del sector de la región en el total del sector nacional
Ancash	2.408	39.98	12.82
Apurímac	1.334	33.95	2.08
Arequipa	1.585	25.66	10.34
Ayacucho	0.855	15.80	1.21
Cajamarca	2.126	32.18	6.27
Cusco	2.366	38.65	11.39
Huancavelica	1.593	21.69	1.33
Junín	1.448	21.80	4.85
Loreto	2.754	36.63	5.97
Madre de Dios	3.368	46.98	1.87
Moquegua	3.014	41.25	6.80
Pasco	4.877	69.61	7.39
Piura	1.351	17.33	5.25
Puno	0.952	12.30	1.75
Tacna	3.285	45.89	5.37

Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

También hay quince regiones especializadas en la producción minera que explican el 84.71% de la producción minera nacional (Gráfico 5). Dos de ellas, Ayacucho y Puno, tienen un coeficiente de especialización menor 1, pero la participación de la producción

del sector en la producción regional es mayor que la del promedio nacional (Cuadro 2). De estas 15 regiones, siete son también especializadas en agricultura: Apurímac, Ayacucho, Cajamarca, Huancavelica, Loreto, Madre de Dios y Puno.

Gráfico 5



Elaboración propia

La producción minera de solo en tres regiones (Ayacucho, Piura y Puno) es menor al 20.0% de su producción total. En nueve regiones esta participación se encuentra por encima del 30.0%.

Cuadro 3

Regiones Manufactureras			
Región	Coefficiente de especialización	Participación de la producción del sector en la producción total de la región	Participación del sector de la región en el total del sector nacional
Ica	1.352	22.22	4.27
La Libertad	1.144	18.22	5.17
Lima y Callao	1.110	19.00	54.27
Moquegua	1.998	35.00	5.03
Piura	1.077	17.24	4.55
Tumbes	1.163	16.90	0.63
Ucayali	1.344	20.33	1.20

Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

Finalmente, siete regiones están especializadas en la producción manufacturera y explican el 75.11% de la producción manufacturera nacional (Cuadro 3 y Gráfico 6). De estas, tres también están especializadas en agricultura: Ica, La Libertad y Puno. Lima y Callao que concentra el 46.85% de la producción nacional en el periodo 1990-2020, es

responsable del 54.27% de la producción manufacturera nacional. La alta concentración de la producción en Lima y Callao, expresa la existencia de una desigual distribución geográfica de la producción que la hipótesis de la convergencia absoluta no toma en cuenta.

Gráfico 6



Elaboración propia

4.3 Tasa de crecimiento del PBI per cápita regional y su estructura porcentual

En el Cuadro 4 se observa los niveles y tasas de crecimiento del PBI per cápita de las regiones, en el periodo 1990-2020. Para el año 1990 el PBI per cápita de las regiones sigue un orden descendente. En el año 2020, después de 30 años, cambia la posición del PBI per cápita de las regiones, aunque no drásticamente. La región Madre Dios es la única que pasa del segundo lugar a situarse en el décimo tercer lugar, por debajo de la media: en 1990 su PBI per cápita era casi dos veces el promedio y en 2020 asciende a solo el 73.13% del promedio. Es la única región cuyo PBI per cápita decrece a la tasa de -1.12% promedio anual.

Todas las otras regiones crecen, pero solo dieciséis lo hacen a una tasa por encima de la tasa de crecimiento del PBI per cápita promedio. Estas últimas ganan posiciones en el orden del PBI per cápita regional, mientras las que crecen a una tasa menor que la tasa promedio, pierden posiciones. De las regiones que ganan posiciones importa mencionar los casos de Apurímac que pasa del puesto 20 al 8; Ayacucho del puesto 22 al 18; Ica del

puesto 10 al 6; y, Arequipa del puesto 7 al 4. Entre las regiones que pierden posiciones están Loreto que pasa del puesto 9 al 17, San Martín que pasa del puesto 16 al 24 y Tumbes que pasa del puesto 6 al 12.

Cuadro 4

PBI per cápita regional de 1990 y 2020, estructura porcentual y tasa de crecimiento promedio anual							
Regiones	1990			2020			Tasa de Crecimiento promedio anual (%)
	PBI per cápita	PBI per cápita respecto al promedio	Estructura porcentual (%)	PBI per cápita	PBI per cápita respecto al promedio	Estructura porcentual (%)	
Moquegua	25076	3.828	15.95	44749	3.524	14.68	1.95
Madre de Dios	13005	1.985	8.27	9285	0.731	3.05	-1.12
Tacna	11169	1.705	7.10	22940	1.807	7.53	2.43
Pasco	10916	1.667	6.94	16362	1.289	5.37	1.36
Lima y Callao	8742	1.335	5.56	17935	1.413	5.89	2.42
Tumbes	8327	1.271	5.30	9810	0.773	3.22	0.55
Arequipa	7728	1.180	4.92	17675	1.392	5.80	2.80
Ancash	7045	1.076	4.48	15875	1.250	5.21	2.75
Loreto	6575	1.004	4.18	7842	0.618	2.57	0.59
Ica	6213	0.949	3.95	16078	1.266	5.28	3.22
Piura	5147	0.786	3.27	9077	0.715	2.98	1.91
Cusco	4994	0.762	3.18	14214	1.119	4.66	3.55
Junín	4798	0.732	3.05	10214	0.804	3.35	2.55
La Libertad	4746	0.725	3.02	10521	0.829	3.45	2.69
Lambayeque	4208	0.642	2.68	8643	0.681	2.84	2.43
San Martín	4084	0.624	2.60	6532	0.514	2.14	1.58
Huancavelica	3872	0.591	2.46	9012	0.710	2.96	2.86
Ucayali	3853	0.588	2.45	6833	0.538	2.24	1.93
Huánuco	3197	0.488	2.03	7112	0.560	2.33	2.70
Apurímac	3097	0.473	1.97	15047	1.185	4.94	5.41
Amazonas	2916	0.445	1.86	7112	0.560	2.33	3.02
Ayacucho	2528	0.386	1.61	7729	0.609	2.54	3.80
Cajamarca	2512	0.383	1.60	7119	0.561	2.34	3.53
Puno	2456	0.375	1.56	7020	0.553	2.30	3.56
PROMEDIO	6550		100.00	12697		100.00	2.23

Fuente: INEI Estadísticas. Elaboración propia.

No obstante registrarse un cambio en el orden de posición de los PBI per cápita de las regiones, este no altera de manera significativa la ubicación de las regiones entre las que tienen los PBI per cápita más altos y las que tienen los PBI per cápita más bajos. El coeficiente de correlación por rangos de Spearman del PBI per cápita de las regiones de los años 1990 y 2020 es de 75.4% con una estadística t de 5.383. El valor crítico del estadístico de prueba es $t = 2.819$ al 1% de significancia. Por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula y se acepta la hipótesis alternativa de que existe correlación positiva entre el orden del PBI per cápita de las regiones de los años 1990 y 2020. El orden del PBI per cápita de las regiones en el año 1990 no ha cambiado de manera significativa, después de 30 años, comparado con el orden registrado en 2020. Se podría afirmar que la pandemia de 2020 afectó a la producción per cápita de las regiones de manera totalmente diferenciada. Sin embargo, esto no es cierto, pues al estimar el coeficiente

de correlación por rangos de la producción per cápita regional de 2019 y 2020 se obtiene 98.1% con una estadística *t* igual a 23.634. La gran mayoría de regiones mantiene sus posiciones: la pandemia no generó, en el ranking del PBI per cápita de las regiones, un cambio estructural.

Sin embargo, entre 1990 y 2020, las regiones cuyos PBI per cápita ocupan los últimos lugares en el ranking (Huánuco, Apurímac, Amazonas, Ayacucho, Cajamarca y Puno), crecieron a tasas superiores a la tasa de 2.2% registrada por el PBI per cápita promedio. Esto podría sugerir que la brecha entre las regiones con PBI per cápita más bajo y las regiones con PBI per cápita más altos, se habría reducido ligeramente. Hay que mencionar, como casos *sui generis* el hecho que Arequipa, Ica y Cusco, consideradas como las regiones con PBI per cápita más altos, también crecieron a tasas superiores a la tasa de crecimiento anual del PBI per cápita promedio nacional.

4.4 Las brechas entre regiones ricas y pobres

Al ordenar el PBI per cápita promedio de las regiones para los períodos 1990-1994, 1995-1999, 2000-2004, 2005-2009, 2010-2014 y 2015-2020, se observa que Moquegua siempre mantiene el primer lugar. Su PBI per cápita del periodo 1990-1994 es 11.8 veces el PBI per cápita de Amazonas (véase Cuadro 5). Amazonas se mantiene como la región más pobre hasta el periodo 2000-2004.

Cuadro 5

Periodo	Región con alto PBI per cápita (A)	Región con bajo PBI per cápita (B)	(A)/(B)	Brecha
1990-1994	Moquegua	Amazonas	11.80	27,789
1995-1999	Moquegua	Amazonas	14.74	31,608
2000-2004	Moquegua	Amazonas	13.50	38,274
2005-2009	Moquegua	Apurímac	12.45	45,211
2010-2014	Moquegua	Apurímac	9.65	42,829
2015-2020	Moquegua	San Martín	6.89	40,052

Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

En los periodos 2005-2009 y 2010-2014, Apurímac pasa a ser la región más pobre; es decir, con el más bajo PBI per cápita. En el periodo 2005-2009, Moquegua registró un PBI per cápita 12.45 veces el de Apurímac y en el segundo, 2010-2014, 9.65 veces. En el periodo 2015-2020, Apurímac asciende 11 posiciones, fundamentalmente por el repunte de su producción minera en las Bambas que entra en operación el año 2016. Finalmente, en el periodo 2015-2020, San Martín se convierte en la región más pobre; su PBI per cápita representa solo el 14.5% del PBI per cápita de Moquegua. De otro lado,

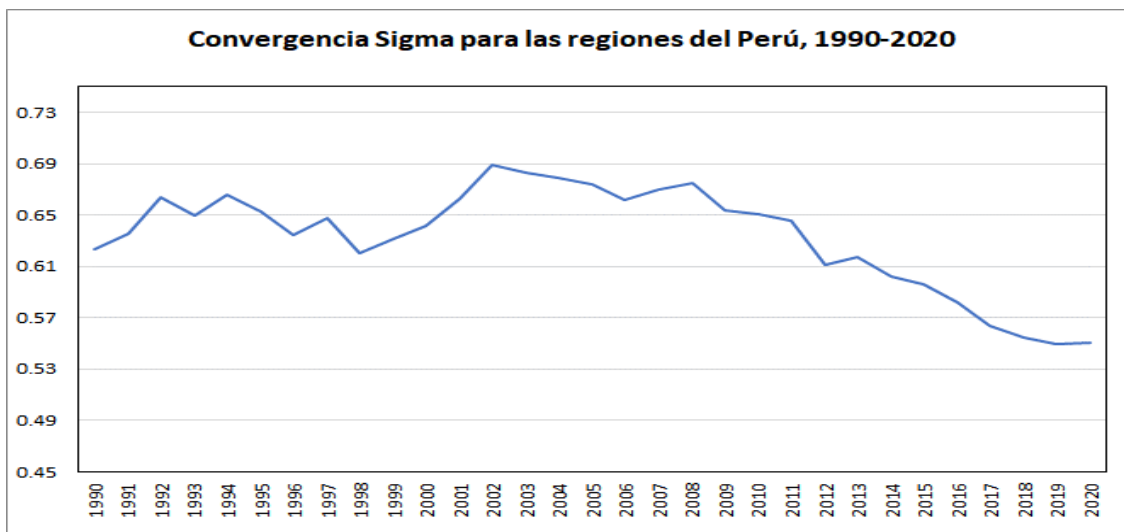
el Cuadro 5 muestra que la brecha entre las regiones ricas y pobres se reduce desde el año 2000 y esta reducción se acentúa recién en los últimos nueve años del periodo de análisis, precisamente en el periodo de desaceleración económica que se acentúa en el periodo 2015-2020.

V. Análisis exploratorio del PBI per cápita en las regiones del país

5.1 Convergencia y dispersión del PBI per cápita regional

Los hechos estilizados muestran una economía regional heterogénea: con crecimiento dispar, desigualdad territorial del producto per cápita regional y diferentes especializaciones económicas, junto a una general terciarización de las economías regionales. Hay evidencia, entonces, de heterogeneidad espacial y económica. Sin embargo, se encuentran signos de convergencia: la brecha entre las regiones más ricas y las más pobres se reducen, pero fundamentalmente en los últimos años que son de desaceleración económica. Cuando se apaga el “motor externo” las regiones más ricas e impulsadas por el sector minero son afectadas en sus tasas de crecimiento lo que hace que se acerquen más a las regiones pobres.

Gráfico 7

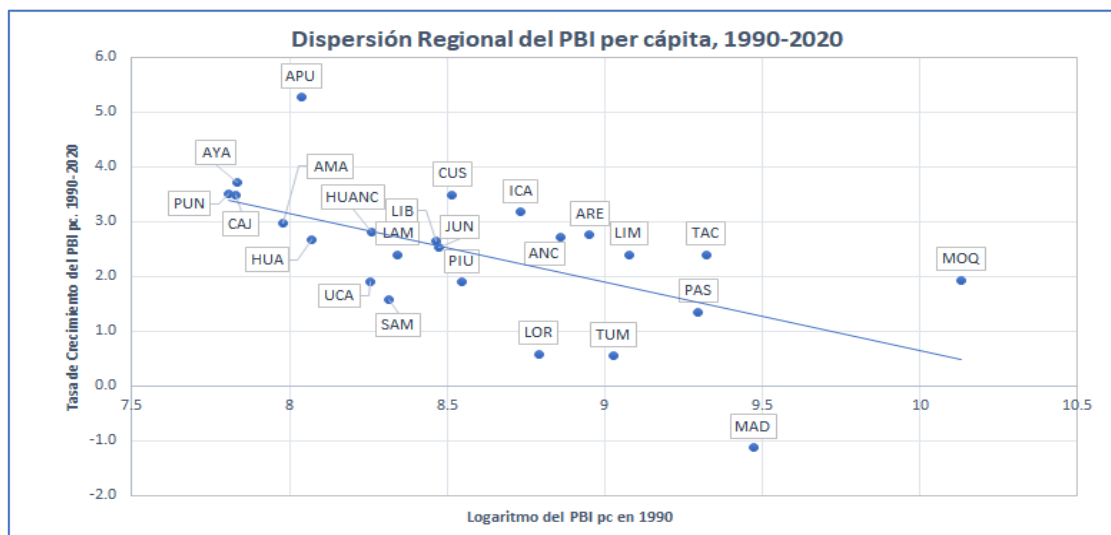


Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

La desviación estándar anual para el conjunto de las regiones, muestra una clara tendencia creciente hasta el año 2008. En los últimos doce años del periodo 1990-2020, la dispersión del PBI per cápita regional se reduce, lo que evidencia la presencia de una reducción de la brecha mencionada anteriormente (véase Gráfico 7) y que ocurre precisamente en los años de desaceleración económica. Mientras el PBI per cápita (sin impuestos a los productos y derechos de importación) crece a la tasa promedio anual

de 3.4% entre 1990-2008, en el siguiente periodo 2008-2020 lo hace a la tasa promedio anual de 1.6%. En el 2020, año de la pandemia, se produce una caída del PBI de 11.1% y del PBI per cápita de 12.4%.

Gráfico 8



Nota: AMA = Amazonas, ANC = Ancash, APU = Apurímac, ARE = Arequipa, AYA = Ayacucho, CAJ = Cajamarca, CUS = Cusco, HUANC = Huancavelica, HUA = Huánuco, ICA = Ica, JUN = Junín, LIB = La Libertad, LAM = Lambayeque, LIM = Lima y Callao, LOR = Loreto, MAD = Madre de Dios, MOQ = Moquegua, PAS = Pasco, PIU = Piura, PUN = Puno, SAN = San Martín, TAC = Tacna, TUM = Tumbes, UCA = Ucayali

Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

Este supuesto acercamiento entre las regiones ricas y pobres también se muestra en el gráfico que relaciona la tasa de crecimiento del PBI per cápita y el logaritmo del PBI per cápita del año 1990 de cada una de las regiones. Este Gráfico 8 contiene la dispersión de los pares de puntos de cada región (log PBI per cápita de 1990 y tasa de crecimiento del PBI per cápita promedio de 1990-2020). Las regiones con PBI per cápita más bajos en el año 1990, registran tasas de crecimiento más altas, y viceversa. Por ejemplo, las regiones Cajamarca, Ayacucho, Huánuco, Puno y Amazonas tienen los más bajos niveles de PBI per cápita, pero sus PBI per cápita crecen a tasas por encima del 3.0% promedio en el periodo 1990-2020. La tendencia de esta dispersión tiene pendiente negativa, lo que corroboraría la hipótesis de convergencia.

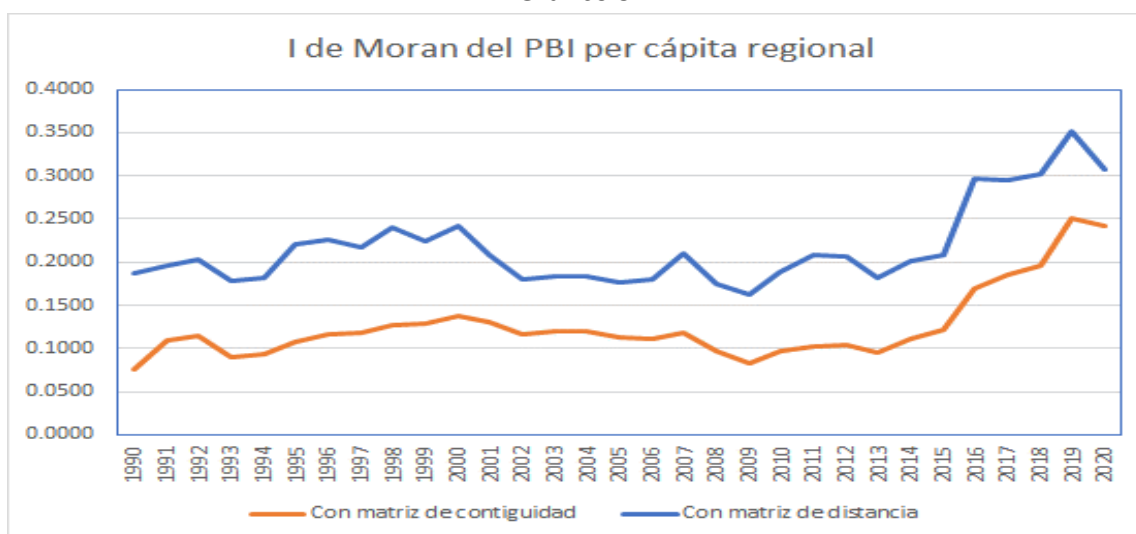
No obstante, antes de estimar la ecuación de regresión sobre la convergencia regional, es necesario realizar un análisis exploratorio de la distribución espacial del PBI per cápita regional; es decir, verificar la presencia de efectos espaciales, tanto de dependencia espacial como de heterogeneidad espacial, en los productos per cápita de las 24 regiones del país. Para este análisis exploratorio de datos espaciales, conocido como ESDA (por sus siglas en inglés), utilizaremos el índice I de Moran, el *Scatterplots* de Moran y el estadístico G^* de Gettis-Ord.

5.2 El índice I de Moran del PBI per cápita de las regiones

Respecto al primer tipo de efecto espacial, conocido como dependencia espacial, sostenemos, siguiendo a Anselin y Bera (1998), que habrá autocorrelación espacial positiva cuando los valores similares de una variable se agrupan espacialmente, mientras que ocurrirá autocorrelación espacial negativa cuando los valores diferentes se agrupan espacialmente. En este trabajo detectaremos la presencia de autocorrelación espacial positiva en los productos per cápita de las regiones y su relación con la polarización de las economías regionales. El segundo tipo de efecto espacial, conocido como heterogeneidad espacial, está referido a patrones de crecimiento regional desigual en forma de clubes o regímenes espaciales en el proceso de convergencia regional (Lim, 2016).

¿El comportamiento del PBI per cápita de una región depende de sus vecinos? Si la respuesta es afirmativa, hay autocorrelación espacial o dependencia espacial que se detecta con índice I de Moran. Dado un conjunto de regiones y un atributo asociado que en este caso es el PBI per cápita, el índice I de Moran evalúa si el patrón expresado está agrupado, disperso o es aleatorio.

Gráfico 9



Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

El Gráfico 9 muestra la evolución del índice I de Moran de PBI per cápita regional calculado con la matriz de contigüidad y con la matriz de distancia. El índice I de Moran muestra un comportamiento positivo para todo el periodo, en ambos casos, lo que indica que el PBI per cápita de las regiones no se encuentra distribuida al azar. En general, la autocorrelación espacial indica que el PBI per cápita de las regiones no están distribuidas de manera aleatoria; hay una dependencia espacial positiva que significa

que aquellas regiones con ingresos altos o bajos son vecinas de regiones de altos o bajos ingresos. Sus valores no están alrededor de -0.0435 ($E(I)=-1/N-1$).

Según el Grafico 9, en los años posteriores a 2015, el índice de Moran calculado con la matriz de contigüidad, revela una fuerte dependencia espacial; es decir, en estos años de desaceleración económica, la evolución del producto per cápita de una región estuvo afectada positivamente por el comportamiento de otras regiones. Curiosamente en los años de alto crecimiento del periodo del superciclo de los precios de las materias primas, 2002-2013, la dependencia espacial disminuye y el índice I de Moran es estadísticamente significativo en los años 2007 al 2014, pero al 10%. El índice I de Moran calculado con la matriz de distancia tiene un comportamiento similar que el calculado con la matriz de contigüidad, pero sus valores y niveles de significancia son más altos. Nuevamente, el valor del índice y su significancia aumentan en los años de desaceleración económica.

Cuadro 6

I de Moran Global del PBI per cápita regional						
Año	Matriz de Contigüidad			Matriz de Distancias		
	Valor de I de Moran	Z-score	p-value	Valor de I de Moran	Z-score	p-value
1990	0.0756	1.6982	0.1354	0.1862	1.5920	0.0557
1991	0.1092	1.5902	0.0559	0.1953	1.8633	0.0312
1992	0.1140	1.6982	0.0447	0.2033	1.9934	0.0231
1993	0.0900	1.3812	0.0836	0.1778	1.7159	0.0431
1994	0.0936	1.4332	0.0759	0.1816	1.7631	0.0389
1995	0.1078	1.4805	0.0694	0.2209	1.9399	0.0262
1996	0.1167	1.6231	0.0523	0.2252	2.0396	0.0207
1997	0.1181	1.7000	0.0446	0.2178	2.0587	0.0198
1998	0.1268	1.7182	0.0429	0.2409	2.1500	0.0158
1999	0.1279	1.7762	0.0379	0.2236	2.0737	0.0191
2000	0.1371	1.8647	0.0311	0.2421	2.2102	0.0136
2001	0.1312	1.7999	0.0359	0.2085	1.9449	0.0259
2002	0.1162	1.7186	0.0428	0.1809	1.8091	0.0352
2003	0.1206	1.8513	0.0321	0.1830	1.9135	0.0278
2004	0.1194	1.8667	0.0310	0.1840	1.9522	0.0255
2005	0.1129	1.7959	0.0363	0.1766	1.8932	0.0292
2006	0.1114	1.6968	0.0449	0.1797	1.8312	0.0335
2007	0.1187	1.6425	0.0503	0.2100	1.9235	0.0272
2008	0.0963	1.5455	0.0611	0.1751	1.8093	0.0352
2009	0.0819	1.3820	0.0835	0.1624	1.6998	0.0446
2010	0.0965	1.4978	0.0671	0.1897	1.8690	0.0308
2011	0.1017	1.4083	0.0795	0.2075	1.8250	0.0340
2012	0.1045	1.4665	0.0713	0.2064	1.8564	0.0317
2013	0.0945	1.4100	0.0793	0.1825	1.7306	0.0418
2014	0.1105	1.5635	0.0590	0.2006	1.8579	0.0316
2015	0.1216	1.6552	0.0489	0.2077	1.8880	0.0295
2016	0.1693	2.0233	0.0215	0.2963	2.4221	0.0077
2017	0.1847	2.1611	0.0153	0.2950	2.4030	0.0081
2018	0.1961	2.2674	0.0117	0.3011	2.4448	0.0072
2019	0.2504	2.6171	0.0044	0.3509	2.6331	0.0042
2020	0.2414	2.7861	0.0027	0.3066	2.5664	0.0051

Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

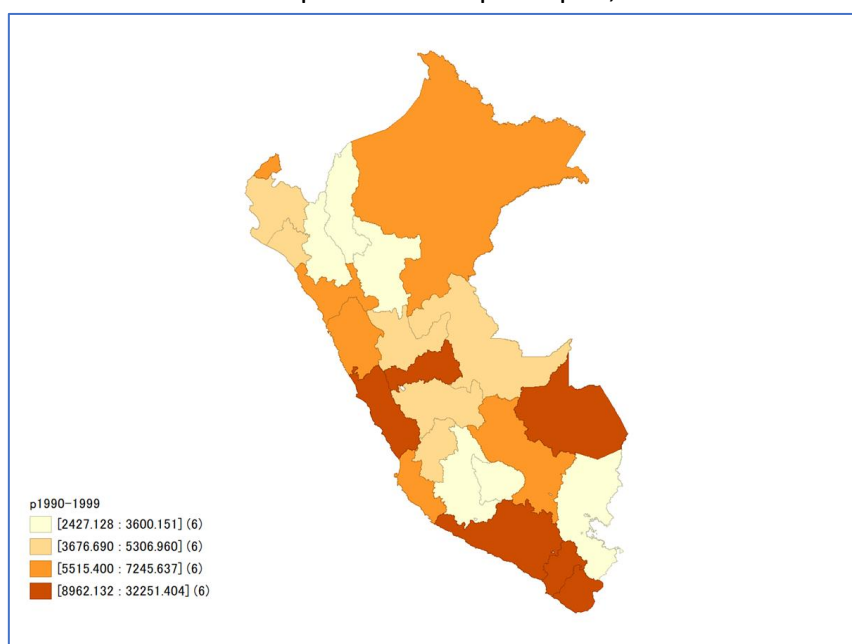
Es importante mencionar que el índice I de Moran, calculado con la matriz de contigüidad, es estadísticamente significativo al 5% en los años 1992, 1997 a 2006 y 2015 a 2018; y, en los últimos años (2019-2020), al 1% (véase Cuadro 6). En el año 1990 el índice I de Moran se hace significativo al 15%. En el resto de años el nivel de significancia

es de 10%. En cambio, el índice I de Moran calculado con la matriz de distancia, es significativo al 5% en casi todos los años. En el año 1990 es significativo al 10% y en los años 2016 al 2020 es significativo al 1%. El valor y la significancia de ambos índices de Moran, aumentan a partir del año 2013, precisamente con la desaceleración del crecimiento económico.

5.3 Distribución, Box map y dependencia espacial del PBI per cápita regional⁶

El análisis que sigue se realiza para el PBI per cápita regional promedio del periodo 1990-1999, el mismo que representa el punto de partida en la estimación de la ecuación de convergencia con datos de panel. La variable dependiente es una serie de tasas de crecimiento (promedios móviles por periodos de diez años) de los años 1999 a 2020. El logaritmo del PBI per cápita inicial, como ya se mencionó en la sección de metodología, se incorpora en las estimaciones con nueve años de rezago.

Gráfico 10
Distribución Espacial del PBI per cápita, 1990-1999



Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

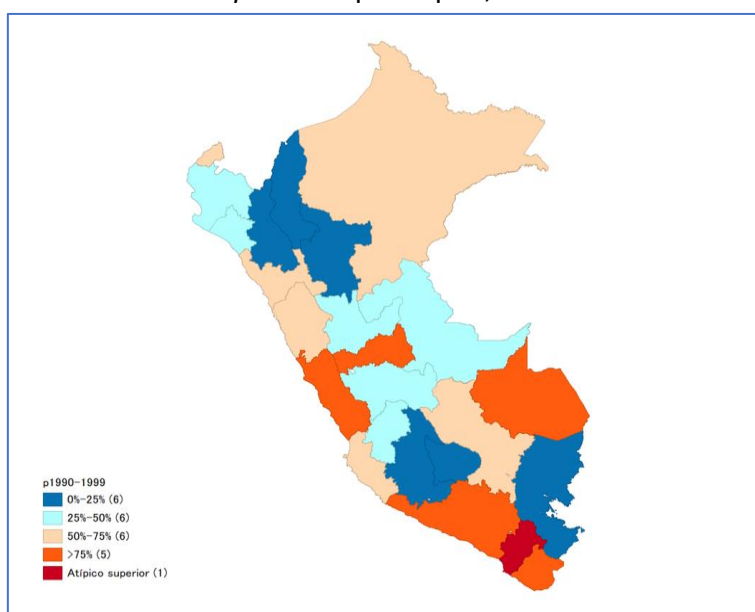
En el Gráfico 10 se encuentra la distribución espacial del PBI per cápita promedio del periodo 1990-1999. Se observa una distribución muy dispar o heterogénea espacialmente. Hay seis regiones pobres cuyos PBI per cápita que se encuentran en el

⁶ Este tipo de análisis lo realizan Moreno y Vayá (2002) y Lim (2016). Ellos estiman una ecuación de convergencia con la técnica de corte transversal y no con la técnica de datos de panel que es la que se utiliza en este trabajo.

intervalo cerrado [2427.1 a 3600.2]. Los PBI per cápita de las seis regiones ricas t se encuentran en el intervalo [8962.1 a 32251.4]. Si tomamos en cuenta las primeras seis regiones con las otras seis cuyos productos per cápita de encuentran en el intervalo [3676.7 a 5307.0], las doce regiones se encuentran, en general, próximas indicando la presencia de asociación espacial positiva, pues las regiones vecinas muestran productos per cápita similares. No ocurre lo mismo con las regiones ricas del intervalo [8962.1 a 32251.4].

El Gráfico 11 contiene el *box map* donde se destaca la presencia de Moquegua como la región atípica. Es la región con el más alto producto per cápita (S/. 32135.3 soles a precios de 2007), cerca de dos veces (2.36) el producto per cápita de la región (Madre de Dios) que ocupa el segundo lugar y 13.2 veces el producto per cápita de la región más pobre (Amazonas). Las regiones que se ubican en el primero y segundo cuartil, comprenden y tienen la misma distribución de las doce regiones mencionadas en la descripción del Gráfico anterior.

Gráfico 11
Box map del PBI per cápita, 1990-1999



Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

Sin embargo, para corroborar la existencia de dependencia espacial como la que se muestra en los gráficos anteriores, en el Cuadro 7 se presentan los contrastes de autocorrelación espacial del índice I de Moran global y del estadístico G^* de Gettis y Ord, utilizando las matrices W de vecindad física y de distancia inversa al cuadrado.

El PBI per cápita presenta una dependencia espacial positiva al 5% con la matriz de distancia. La dependencia espacial con la matriz de contigüidad es significativa al 10%. Se puede decir, entonces, que no hay distribución aleatoria, pues las regiones próximas

en el espacio muestran valores similares del PBI per cápita, según el índice I de Moran global. Asimismo, el estadístico de Gettis - Ord, con 5% nivel de significancia con la matriz de distancia, indica la presencia de una asociación espacial de valores del PBI per cápita similares.

Cuadro 7
 Contrastes de autocorrelación globales del PBI per cápita, 1990

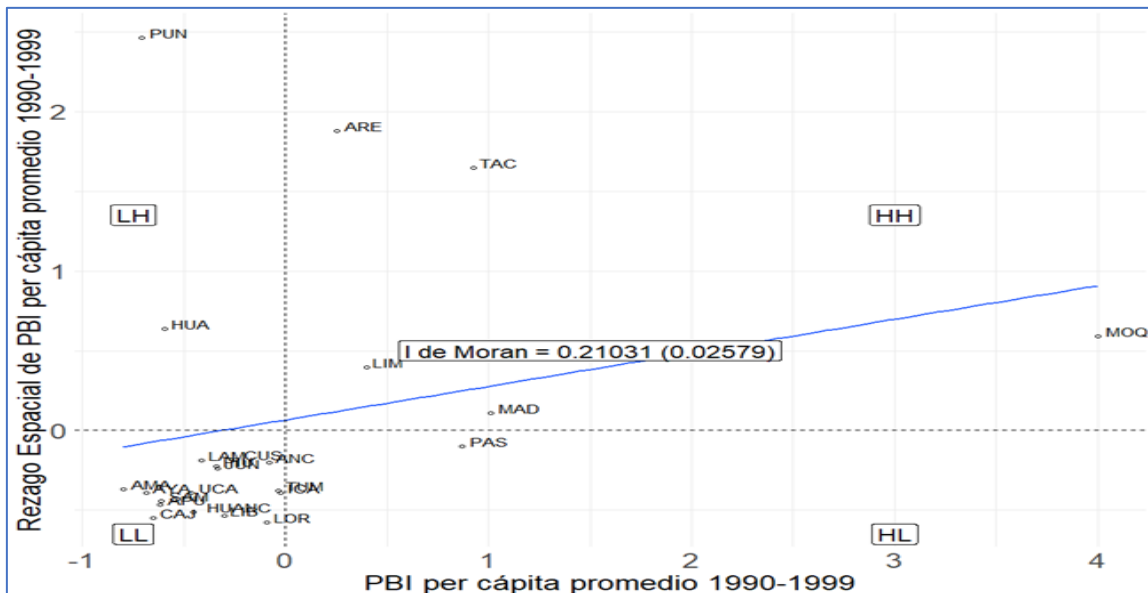
	Distancia			Contigüidad		
	Valor	Varianza	p-value	Valor	Varianza	p-value
I de Moran	0.21031195	0.01699778	0.03	0.11028408	0.00954289	0.05774
Gettis-Ord	0.10732321	0.00012467	0.03	0.16880186	0.00060345	0.7876

Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

5.4 Scatter plot y scatter map de Moran

Para ver si se mantienen las conclusiones encontradas hasta aquí sobre el grado de dependencia espacial, se presentan el *scatterplot* de Moran y el *scatter map* (Gráficos 12 y 13), utilizando solo la matriz W de distancia.

Gráfico 12
 Scatterplot de Moran del PBI per cápita, 1990-1999



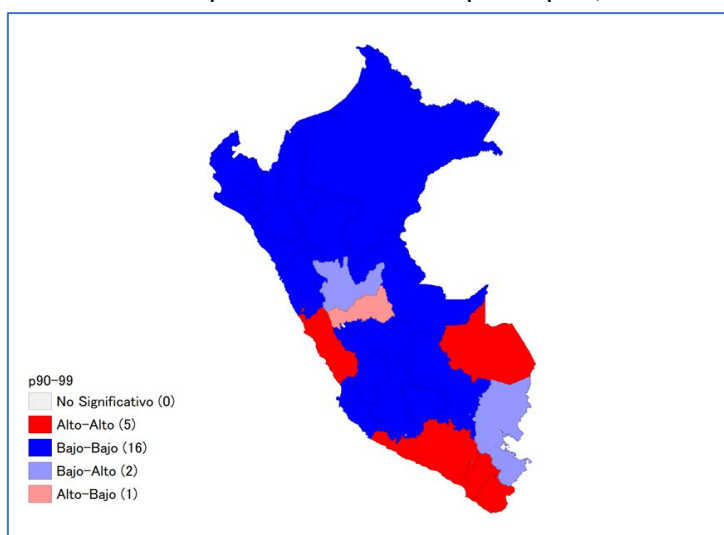
Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

Como se puede observar en el Gráfico 12, hay una concentración del PBI per cápita de 21 de las 24 regiones del país que se encuentran en los cuadrantes I y III, lo que indica la existencia de una concentración en el espacio de valores similares del producto per cápita. Son solo tres regiones que se encuentran en los cuadrantes II y IV en los que se

observa una discrepancia entre el valor del PBI per cápita alcanzado por una región y el de sus vecinos.

En el cuadrante Lower-Lower (por debajo del promedio regional del PBI per cápita y por debajo del promedio nacional rezagado espacialmente, ambos estandarizados) se encuentra 16 de las 21 regiones mencionadas anteriormente. Es importante destacar el caso de Puno. Es una región pobre con vecinos ricos como Moquegua, Tacna, Arequipa y Madre de Dios. Por otro lado, Madre de Dios, siendo una región rica, tiene vecinos pobres como Ucayali, Cusco y Puno. Moquegua, la región más rica, tiene como vecinos a las regiones, también ricas, de Tacna y Arequipa y a una región pobre como Puno. Esto quiere decir que, entre estas tres regiones ricas, existiría un clúster o agrupamiento de regiones.

Gráfico 13
Scatter map de Moran del PBI per cápita, 1990



Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

Como se observa en el Gráfico 13, dieciséis regiones con PBI per cápita bajos, se concentran en el cuadrante Bajo-Bajo; es decir, una región del grupo está rodeada de vecinos con PBI per cápita similares. Estas regiones son: Amazonas, Ancash, Apurímac, Ayacucho, Cajamarca, Cusco, Huancavelica, Ica, Junín, La Libertad, Lambayeque, Loreto, Piura, San Martín, Tumbes y Ucayali. En el cuadrante Alto-Alto, hay solo 5 regiones (Arequipa, Lima y Callao, Madre de Dios, Moquegua y Tacna), y solo tres de estas tienen vecinos con PBI per cápita similares (Arequipa, Moquegua y Tacna). Finalmente, es importante mencionar que la región de Pasco concentra valores de PBI per cápita superiores a la media mientras que sus regiones vecinas muestran valores del PBI per cápita opuestos. La situación contraria aparece en las regiones de Puno y Huánuco. Es decir, hay tres regiones *outliers* que tienen dependencia espacial negativa.

5.5 El índice I de Moran local y el estadístico Gettis-Ord

En el Cuadro 8 se muestran los resultados del contraste, primero, del índice I de Moran local (*Ii*), resaltando únicamente aquellas regiones que presentan valores significativos de dicho contraste para cuatro diferentes niveles de significancia; y, segundo, del estadístico Gettis y Ord (*Gi**) también para cuatro niveles de significancia.

Cuadro 8
Índice de Moral Local (*Ii*) y Estadístico Gettis y Ord (*Gi**)
del PBI per cápita, 1990-1999

Regiones	<i>Ii</i> de Moran Local	P-value	<i>Gi*</i>	p-value
Amazonas	0.3061	0.2950	-0.9464	0.2790
Ancash	0.0173	0.4840	-0.2971	0.4640
Apurímac	0.3004	0.2170	-0.9566	0.1850
Arequipa	0.4954	0.039 b/	2.4742	0.035 b/
Ayacucho	0.2824	0.2760	-0.9102	0.2640
Cajamarca	0.3741	0.108 d/	-1.0814	0.099 c/
Cusco	0.0465	0.4830	-0.3758	0.4960
Huancavelica	0.2409	0.1760	-0.9102	0.137 d/
Huánuco	-0.3966	0.09 c/	0.4160	0.124 d/
Ica	0.0096	0.3240	-0.4999	0.3020
Junín	0.0830	0.4570	-0.4999	0.4610
La Libertad	0.1679	0.1770	-0.8445	0.116 d/
Lambayeque	0.0810	0.5000	-0.4871	0.4460
Lima y Callao	0.1647	0.139 d/	0.7337	0.1730
Loreto	0.0568	0.116 d/	-0.7708	0.098 c/
Madre de Dio	0.1144	0.2590	0.7578	0.2750
Moquegua	2.4581	0.034 b/	3.1960	0.033 b/
Pasco	-0.0897	0.3700	0.4160	0.3980
Piura	0.0796	0.4900	-0.4871	0.4530
Puno	-1.8195	0.008 a/	2.6030	0.011 b/
San Martín	0.2807	0.2460	-0.9208	0.1930
Tacna	1.5889	0.086 c/	2.6030	0.087 c/
Tumbes	0.0141	0.3480	-0.4871	0.3400
Ucayali	0.1914	0.2820	-0.7734	0.2630
Nivel de Significancia: a = 1%; b = 5%; c = 10%; d = 15%				

Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

Hay 6 regiones con *Ii* positivos y significativos al 15% (Arequipa, Cajamarca, Lima y Callao, Loreto, Moquegua, Tacna); 2 regiones con *Ii* negativos y significativos al 10% (Huánuco y Puno); 15 regiones con *Ii* positivos y no significativos (Amazonas, Ancash, Apurímac, Ayacucho, Cusco, Huancavelica, Ica, Junin, La Libertad, Lambayeque, Madre de Dios, Piura, San Martín, Tumbes, Ucayali); y, 1 región con *Ii* negativos y no significativos (Pasco). Se confirma que las regiones consideradas *outliers* son Puno, Huánuco y Pasco.

Entre las 21 regiones con el índice I positivos (significativos y no significativos) se encuentran las dieciséis regiones ubicadas en el cuadrante III (Bajo-Bajo) del *scatterplot* del índice I de Moran. Las otras regiones con la I positivos (Arequipa, Lima y Callao, Madre de Dios, Moquegua y Tacna), se encuentran en el cuadrante I del *scatterplot* del índice I de Moran. En consecuencia, los índices I positivos son consistentes con la concentración de valores del PBI per cápita de las regiones detectada en el *scatterplot* de Moran, no obstante que en solo ocho regiones pasan el test de significancia.

Con el estadístico G_i^* pasa algo similar. Un valor positivo de este estadístico para la región “ i ” indica la existencia de una agrupación espacial de valores del PBI per cápita altos alrededor de dicha región “ i ”, mientras que un valor negativo para la región “ i ” indica una agrupación espacial de valores bajos alrededor de dicha región “ i ”. Hay 5 regiones con G_i^* positivos y significativos al 15% (Arequipa, Huánuco, Moquegua, Puno y Tacna); 4 regiones con G_i^* negativos y significativos al 15% (Cajamarca, La Libertad, Huancavelica y Loreto); 3 regiones con G_i^* positivos y no significativos (Lima y Callao, Madre de Dios y Pasco); y, 12 regiones con G_i^* negativos y no significativos (Amazonas, Ancash, Apurímac, Ayacucho, Cusco, Ica, Junín, Lambayeque, Piura, San Martín, Tumbes y Ucayali).

Entre las 16 regiones con G_i^* negativos, significativos y no significativos, se encuentran las mismas 16 regiones ubicadas en el cuadrante III del *scatterplot* de la I de Moran.

Con base a estas estadísticas podemos concluir que: a) las agrupaciones de regiones (*clusters*) que se encuentran espacialmente próximas entre sí (por ejemplo, las regiones pobres y con un G_i^* negativo) se encuentran ubicadas en el centro-sur y norte del país (véase Gráfico 14); y, b) en general, los *clusters* concentran valores similares del PBI per cápita de las regiones que la componen. Sin embargo, en el *cluster* de los PBI per cápita altos se encuentran las regiones Puno y Huánuco con PBI per cápita bajos, pero rodeado de regiones con valores de PBI per cápita altos, y la región Pasco con una PBI per cápita alto, pero rodeado de regiones con valores de PBI per cápita bajos.

El estadístico Gettis-Ord y el índice I de Moran Local determinan claramente la composición de las regiones que pertenecen a un régimen económico caracterizado por el *clúster* bajo-bajo. Todas las regiones que pertenecen a este *clúster* tienen un estadístico Gettis Ord negativo, aunque no todos significativos. Estas regiones serían parte de lo que denominaremos Régimen Económico 2. De otro lado, las regiones que, según el índice I de Moran Local, se encuentran en el *clúster* alto-alto, tienen un estadístico Gettis Ord positivo, aunque no significativo en todas las regiones. En consecuencia, este conjunto de regiones conformaría el Régimen Económico 1.

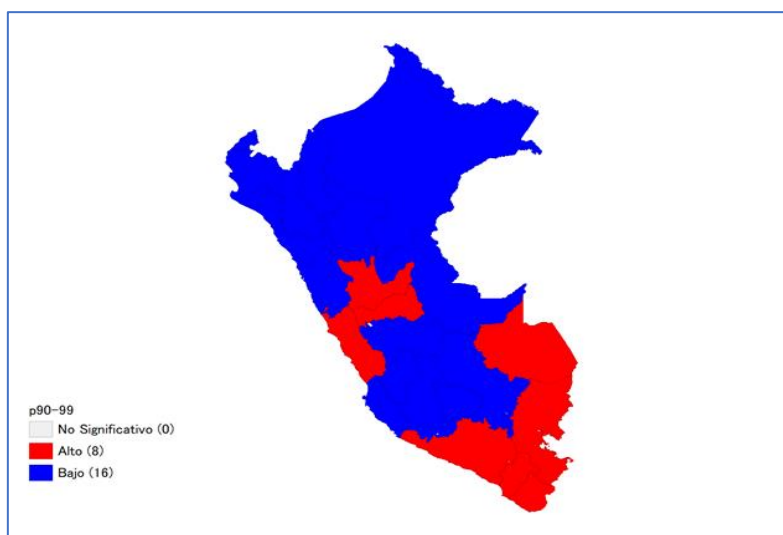
Quedan tres regiones (Pasco, Puno y Huánuco) que según el índice de Moran Local son *outliers*. Pasco es una región con un PBI per cápita por encima del promedio, pero que está rodeado de regiones pobres; mientras que, Puno y Huánuco son regiones pobres rodeadas de regiones que tienen altos niveles de PBI per cápita. No obstante, para estas tres regiones se obtiene un estadístico Gettis-Ord positivo por lo que pertenecerían al Régimen Económico 1. La producción de estas regiones constituye el 5.6% del total nacional del periodo 1990-1999 y que es equivalente al 10.1% del PBI de las regiones ubicadas en el *clúster* alto-alto. Dados estos porcentajes y el estadístico Gettis-Ord positivo, se incorporaron a estas tres regiones en el Régimen Económico 1.

Cuadro 9
Regímenes económicos espaciales

Regimen 1	Regimen 2
<i>Arequipa</i>	<i>Cajamarca</i>
<i>Huanuco</i>	<i>Huancavelica</i>
<i>Moquegua</i>	<i>La Libertad</i>
<i>Puno</i>	<i>Loreto</i>
<i>Tacna</i>	<i>Amazonas</i>
<i>Lima y Callao</i>	<i>Ancash</i>
<i>Madre de Dios</i>	<i>Apurimac</i>
<i>Pasco</i>	<i>Ayacucho</i>
	<i>Cusco</i>
	<i>Ica</i>
	<i>Junin</i>
	<i>Lambayeque</i>
	<i>Piura</i>
	<i>San Martin</i>
	<i>Tumbes</i>
	<i>Ucayali</i>

Elaboración propia

Gráfico 14



Fuente: INEI, Estadísticas. Elaboración propia

Con base a lo analizado anteriormente existen dos regímenes económicos espaciales (véase Cuadro 9): el régimen económico espacial 1, constituido por las regiones que tienen un G_i^* positivo y conocido como “centro”; y, el régimen espacial 2, constituido

por las regiones que tienen un G_i^* negativo y que conforman un conglomerado de regiones económicas conocido como “periféricas”.

Las regiones del “centro” son ocho y las regiones de la “periferia” son dieciséis. La ubicación espacial de estos dos regímenes económicos se encuentra en el Gráfico 14.

VI. Análisis econométrico espacial de la convergencia

6.1 El modelo estándar de convergencia Beta con efectos espaciales

Como ya se ha mencionado en la sección de metodología, partimos de la siguiente especificación de convergencia β absoluta para luego probar la convergencia en los regímenes económicos de los productos per cápita regionales.

$$\bar{Y}_{i,t} = \alpha_i + \beta \ln y_{i,t-9} + \mu_i$$

Esta ecuación se estima sin efectos espaciales y sus resultados se evalúan estadísticamente para decidir si se incorporan dichos efectos.

La primera columna del Cuadro 10 contiene estos primeros resultados sin efectos espaciales. Hay un coeficiente Beta estadísticamente significativo, que da lugar a una vida media de 56.5 años. Si embargo, la R^2 es muy pequeña (0.08), lo que indica que la especificación es incompleta; es decir, requiere de otras variables explicativas. Además, es una especificación que reporta heteroscedasticidad (que indican la presencia de heterogeneidad), según el estadístico Breusch-Pagan. El modelo también tiene autocorrelación de acuerdo a los test de Breusch-Godfrey y Durbin Watson, lo cual indica nuevamente problemas de especificación.

Por otro lado, los estadísticos espaciales I de Moran y Wald, altamente significativos, indican que existe dependencia espacial, por lo que se hace necesario incorporar en las estimaciones ya sea la matriz de contigüidad de la reina o la matriz de distancias.

Utilizando la matriz de distancia al cuadrado para captar la dependencia espacial, se evalúan los modelos de rezagos espaciales de la variable dependiente (SAR) y de errores espaciales (SEM). Los cuatro test LM nos permiten determinar cuál de estos dos modelos es el adecuado. Según los test LM-error y el LM-rezago, ambos significativos, se podrían elegir cualquiera de los dos modelos. Sin embargo, de acuerdo con los test de LM-error robusto y LM-rezago robusto, el modelo adecuado sería el de errores espaciales (SEM). Si bien ambos reportan estadísticos significativos al 1%, el estadístico LM-error robusto

es el de mayor valor, lo que indica que es preferible por el modelo SEM. Las dos últimas columnas del Cuadro 10 contienen las estimaciones de los modelos SAR y SEM.

Cuadro 10
Resultados de las estimaciones de los modelos de convergencia absoluta

	Panel Data (Pooling)	Panel Data (SAR)	Panel Data (SEM)
Constante	0.1388 (0.0000)	0.1325 (0.0000)	0.1661 (0.0000)
PBI per cápita inicial	-0.0122 (0.0000)	-0.0128 (0.0000)	-0.0153 (0.0000)
Coefficiente Autoregresivo espacial (ρ , λ)		0.3725 (0.0000)	0.4295 (0.0000)
Velocidad de Convergencia	0.0613%	0.0646%	0.0772%
Media-Vida	56.54	53.63	44.91
R ²	0.0839	0.1919	0.0782
LIK	1191.662	-1215.192	-1223.7815
AIC	-2379.325	-2426.383	-2443.563
BIC	-2370.787	-2442.922	-2460.101
Diagnóstico para heterocedasticidad			
Breusch - Pagan	8.4048 (0.0037)	-	-
Diagnóstico para la Autocorrelación			
Breusch - Godfrey	398.78 (0.0000)	-	-
Durbin - Watson	0.2862 (0.0000)	-	-
Diagnóstico para la dependencia espacial			
<i>Matriz de Contiguidad</i>			
I de Moran	0.1781 (0.0000)		
Test de Wald espacial	147.5272 (0.0000)		
LM-Error	67.097 (0.0000)		
LM-Rezago	48.587 (0.0000)		
LM-Error Robusto	41.579 (0.0000)		
LM-Rezago Robusto	23.068 (0.0000)		
<i>Matriz de Distancia</i>			
I de Moran	0.1854 (0.0000)		
Test de Wald espacial	46.5131 (0.0000)		
LM-Error	33.986 (0.0000)		
LM-Rezago	23.18 (0.0000)		
LM-Error Robusto	24.427 (0.0000)		
LM-Rezago Robusto	13.621 (0.0002)		
Los p-values se encuentran entre parentesis.			

Elaboración propia

El modelo SAR de rezago espacial tiene un coeficiente autorregresivo espacial, ρ , significativo al 1%. Esto indica que hay una fuerte dependencia espacial de la variable dependiente de una región respecto de las variables dependientes de las regiones vecinas. Igual significancia tiene el coeficiente λ del modelo SEM, que muestra la

intensidad de la correlación espacial entre los errores captada por la estructura espacial, dada por la matriz W de distancia, de las influencias vecinas entre los residuos. No obstante, los valores de los estadísticos LIK, BIC y AIC muestran que el modelo SEM resulta ser el más adecuado. Los valores absolutos de dichos estadísticos son mayores en el modelo SEM. Los coeficientes Beta son negativos y significativos, lo que implica una vida media en el modelo SAR es de 53.6 años y en el modelo SEM de 44.9 años.

Además, hay que señalar que las R^2 de los modelos SAR y SEM siguen siendo muy bajas: 19.2 y 7.8, respectivamente. Estos resultados también indicarían que los modelos requieren de nuevas variables explicativas.

6.2 El modelo de convergencia condicional con regímenes económicos y efectos espaciales

Los resultados del Cuadro 10 anterior indican que el modelo adecuado no es el de convergencia absoluta, sino el de convergencia condicional con efectos espaciales. Además, el diagnóstico de heterocedasticidad revela que existe heterogeneidad espacial que debe ser tomado en cuenta. Como se ilustra en la Gráfico 14 hay un fenómeno claro de heterogeneidad espacial en forma de centro-periferia (Krugman 1990 y 1998). El Cuadro 9 contiene las regiones que conforman los regímenes económicos espaciales 1 y 2, para los cuales se estima el modelo de convergencia condicional con efectos espaciales.

Debemos señalar que la organización de regiones económicas en los dos regímenes espaciales no implica que las regiones deban ser contiguas, sino que siguen la misma forma estructural (Anselin 1990). En efecto, el Gráfico 14 muestra que las regiones económicas de un régimen espacial particular no siempre son contiguas, lo que indica que ciertas regiones económicas pueden tener una dinámica de crecimiento similar incluso si no están agrupadas geográficamente.

Las nuevas variables explicativas consideradas en las estimaciones son: la tasa de crecimiento de la concentración económica regional ($difgymov$), la tasa crecimiento de la participación de la producción minera regional sobre la producción minera nacional ($gmmov$), el logaritmo de la densidad poblacional ($pdensmov$), el coeficiente de especialización económica regional ($coefemov$) y la tasa de crecimiento de la concentración sectorial regional de Herfindahl-Hirschman ($gIHHmov$). Todas las variables son promedios móviles por periodos de diez años.

Como hay una fuerte correlación entre la tasa de crecimiento de la concentración ($difgymov$) y la tasa de crecimiento de la participación de la producción minera ($gmmov$),

se estiman los modelos SAR y SEM de convergencia condicional, para ambas variables, por separado. En coeficiente de correlación hallado para el periodo 1999-2020, es de 62.9% y su estadístico t es igual a 9.768.

a. Estimaciones para el caso de la concentración económica regional

Con base en los resultados del análisis exploratorio de datos espaciales y de la evaluación de las estimaciones contenidas en el Cuadro 10 anterior, se prueba la hipótesis de convergencia condicional en los dos regímenes de los productos per cápita regionales. Se controla el problema de heterogeneidad espacial mostrando, mediante el test de Chow-White/Wald, que el modelo agregado es inestable por lo que se requiere dividirlo en dos regímenes para capturar sus diferencias. Este test de inestabilidad estructural se aplica luego de efectuada las estimaciones de convergencia (véase Cuadro 16).

Los resultados de las estimaciones para *el caso de la concentración económica regional que* se muestran en el Cuadro 11, para el régimen 1, en el modelo SAR hay convergencia con una significancia de 5%, pero en el modelo SEM, la convergencia es muy baja y con una significancia estadística de 10%. Para el régimen 2, no hay convergencia al 10% en el modelo SAR, pero en el modelo SEM la convergencia es altamente significativa. En ambos tipos de modelos, el coeficiente de convergencia para el régimen 1, es pequeño, en valor absoluto, lo que da lugar una vida media de 176.1 años en el régimen 1 del modelo SAR.

Respecto a los efectos espaciales, hay que mencionar que en los modelos SAR y SEM que incorpora la tasa de crecimiento de la concentración, los coeficientes autorregresivo espacial, ρ , y de correlación espacial, λ , son altamente significativos. En el modelo SAR el coeficiente autorregresivo espacial, ρ , estimado es igual a 0.3329 altamente significativo, aunque su magnitud es menos de la mitad del coeficiente de correlación espacial, λ , igual a 0.76, que también es altamente significativo.

El signo positivo del coeficiente autorregresivo indica que en el modelo SAR hay una significativa dependencia espacial de la tasa de crecimiento del PBI per cápita de una región respecto de las tasas de crecimiento del PBI per cápita de las regiones vecinas. Esta dependencia significativa puede derivarse de la presencia de factores diversos como la difusión de tecnología y la movilidad de factores de producción.

La magnitud y significancia del coeficiente de correlación espacial autorregresiva indica que hay una importante difusión de choques a las perturbaciones en el modelo SEM. Como se sabe, un cambio en la perturbación de una sola región puede producir impactos

en las perturbaciones de las regiones vecinas y de estas a sus regiones vecinas, y así sucesivamente. Puesto que $\lambda = 0.76$ es menor que la unidad, los impactos decaen con el orden de los vecinos.

Cuadro 11

Convergencia condicional por regímenes, con tasa de crecimiento de la concentración

	SAR		SEM	
	Regimen 1	Regimen 2	Regimen 1	Regimen 2
Constante	0.0371 (0.0162)	0.0461 (0.0052)	0.0183 (0.0484)	0.1136 (0.0000)
PBI per cápita inicial	-0.0039 (0.0112)	-0.0032 (0.1046)	-0.0004 (0.0677)	-0.0108 (0.0000)
Tasa de crecimiento promedio móvil de la Concentración del PBI (difgymov)	0.7772 (0.0000)	0.9792 (0.0000)	0.8953 (0.0000)	0.8884 (0.0000)
Promedio móvil del logaritmo de la densidad poblacional	0.0100 (0.0000)	0.0026 (0.0000)	0.0056 (0.0000)	0.0033 (0.0000)
Tasa de crecimiento promedio móvil del IHH	-0.0685 (0.0048)	-0.0335 (0.0117)	0.0446 (0.0000)	0.0184 (0.0000)
Promedio móvil del coeficiente de especialización	-0.063 (0.0000)	-0.033 (0.3037)	-0.0473 (0.0000)	0.0819 (0.0005)
Coficiente Autoregresivo espacial (rho, lambda)	0.3329 (0.0000)		0.7604 (0.0000)	
Velocidad de Convergencia	0.0197%	0.0163%	0.0020%	0.0542%
Media-Vida	176.05	213.20	1774.50	63.92
R2	0.5241		0.6259	
LIK	-1549.6845		-1736.0304	
AIC	-3095.369		-3468.0610	
BIC	-3111.907		-3484.5990	
Los p-values se encuentran entre parentesis.				

Nota: *Régimen 1:* Arequipa, Huánuco, Lima y Callao, Madre de Dios, Moquegua, Pasco, Puno y Tacna. *Régimen 2:* Amazonas, Ancash, Apurímac, Ayacucho, Cajamarca, Cusco, Huancavelica, Ica, Junín, La Libertad, Lambayeque, Loreto, Piura, San Martín, Tumbes y Ucayali.

Elaboración propia

Los estadísticos LIK, BIC y AIC indican el modelo SEM es el más adecuado para ambos regímenes. Sus valores absolutos son mayores que en los obtenidos en el caso del modelo SAR. Se confirma, entonces, la presencia de heterogeneidad y de un bajísimo coeficiente de convergencia en las regiones que conforman el régimen económico espacial 1. En consecuencia, los resultados pertinentes corresponden al modelo SEM que tiene, además, la más alta R^2 . De otro lado, como se comprenderá, no tiene sentido la elevadísima vida media calculada para el régimen 1, puesto que, como ya se mencionó, el valor del coeficiente de convergencia es de 0.04%. En el régimen 2, en el que sí hay convergencia condicional (el coeficiente es de 1.1%), la vida media es de 63.9 años.

Los coeficientes estimados para las variables explicativas de los modelos SAR y SEM, podrían estar afectados por la alta correlación existente entre el logaritmo del promedio

móvil de la densidad de poblacional y el promedio móvil del coeficiente de especialización.

La influencia de la concentración económica en el crecimiento del PBI per cápita regional es la más importante en ambos regímenes porque aparece como un factor que condiciona dicho crecimiento a tal punto que en el régimen económico 1 del modelo SEM prácticamente no genera convergencia. El régimen 1 concentra el 62.0% de la producción nacional, mientras que el régimen 2 solo el 38.0%, con datos del periodo 1990-2020.

Respecto a la influencia del coeficiente de especialización, el signo negativo de su coeficiente estimado para el régimen 1, parecería responder a la fuerte asociación que tiene con la densidad poblacional. El coeficiente de correlación entre estas dos variables, para este régimen, es de 79.3% con una estadística t igual a 3.183; mientras que para el régimen 2 este coeficiente es de 19.6% con una estadística t igual a 0.748.

La densidad poblacional —que captura el papel de la aglomeración urbana y, por lo tanto, la importancia de la demanda en el mercado regional (Corrado et al., 2016)— tiene una influencia positiva altamente significativa, aunque de magnitud pequeña, en ambos regímenes. Su influencia es más pequeña (0.3%) en el régimen 2.

La tasa de crecimiento del índice IHH expresa la concentración sectorial de las regiones. El coeficiente de esta variable es altamente significativo en ambos regímenes, pero su magnitud es mayor en el régimen 1 (véase Cuadro 11 y el modelo SEM estadísticamente mejor que el modelo SAR). En este régimen, tres de las ocho regiones que la conforman, tienen una alta concentración sectorial, con índices que superan el 19%⁷. El índice de la región Pasco es de 42.3% (véase Cuadro 12). En la producción de cuatro de las cinco regiones, la minería supera el 40.0% (Madre de Dios, Moquegua, Pasco y Tacna). Las otras tres regiones del régimen 1 (Puno, Huánuco y Arequipa) son sectorialmente diversificadas. De este último grupo, las regiones mineras son Puno y Arequipa, en cuya producción la minería representa el 12.3% y 25.7%, respectivamente.

En el régimen 2, cinco regiones (Ancash, Cusco, Huancavelica, Lambayeque y Loreto) son moderadamente concentradas; tienen índices IHH que se ubican entre 10.0% y 16.0%. Las once regiones restantes, son sectorialmente diversificadas (véase Cuadro 12). En este régimen, las regiones mineras son: Ancash, Cusco, Loreto, Apurímac, Cajamarca, Junín, Huancavelica, Piura y Ayacucho. En las cinco primeras la producción minera

⁷ Un índice HH superior a 18% (0.18) muestra un mercado altamente concentrado. Entre el 10% y 18%, moderadamente concentrado. Mientras que uno que se encuentre entre el 0% y el 10%, refleja un mercado diversificado (Durán & Álvarez, 2008).

representa entre el 32.0% y 40% de su producción total. En las cuatro restantes, la producción minera representa entre el 15.0% y 22.0% de su producción total.

Cuadro 12

Concentración sectorial por región y régimen económico			
Regimen 1		Regimen 2	
Región	IHH (%)	Región	IHH (%)
Arequipa	7.7	Amazonas	7.9
Huánuco	5.0	Ancash	11.9
Lima y Callao	22.4	Apurímac	7.9
Moquegua	19.7	Ayacucho	3.7
Pasco	42.3	Cajamarca	7.7
Puno	5.4	Cusco	11.7
Tacna	17.0	Huancavelica	13.7
Madre de Dios	16.8	Ica	3.9
		Junín	5.8
		La Libertad	7.0
		Lambayeque	14.4
		Loreto	10.8
		Piura	5.7
		San Martín	8.4
		Tumbes	3.3
		Ucayali	6.7

Elaboración propia

b. Estimaciones para el caso de la tasa de crecimiento de la participación de la producción minera regional

Las estimaciones de la convergencia condicional con efectos espaciales, considerando el crecimiento de la participación de la minería en la producción regional, se muestran en el Cuadro 13. También en este caso, en los modelos SAR y SEM, los coeficientes autorregresivo espacial, ρ , y de correlación espacial, λ , son altamente significativos. Sin embargo, también el modelo SEM es el que mejor explica, estadísticamente, la convergencia condicional. Los estadísticos LIK, BIC y AIC lo corroboran, pues sus valores absolutos son mayores que los obtenidos en el caso del modelo SAR.

Nuevamente se confirma la presencia de heterogeneidad y el bajo nivel de convergencia en el régimen económico espacial 1, en ambos modelos. Para el régimen 1, en los modelos SAR y SEM hay convergencia con una significancia de 5% y con valores de los coeficientes similares (0.57% y 0.46%). Para el régimen 2, el coeficiente de convergencia en los modelos SAR y SEM, es altamente significativo, pero su magnitud en el modelo SAR de equivalente al 47.8% de obtenido, en valor absoluto, con el modelo SEM. En este último modelo, el coeficiente de convergencia en el régimen 1 es equivalente al 25.8% del valor absoluto del coeficiente de convergencia del régimen 2.

En los modelos SAR y SEM los coeficientes autorregresivo espacial, ρ , y de correlación espacial, λ , son altamente significativos. En el modelo SAR el coeficiente autorregresivo

espacial, ρ , estimado es igual a 0.2484, menor que la del coeficiente de correlación espacial, λ , igual a 0.3899. El signo positivo del coeficiente autorregresivo, en el modelo SAR, también revela una importante dependencia espacial de la tasa de crecimiento del PBI per cápita de una región respecto de las tasas de crecimiento del PBI per cápita de sus vecinas. Asimismo, la magnitud y significancia del coeficiente de correlación espacial autorregresiva también indica que un cambio en la perturbación de una sola región puede producir impactos en las perturbaciones de las regiones vecinas y de estas a sus regiones vecinas, y así sucesivamente.

Cuadro 13

Convergencia condicional por regímenes, con tasa de crecimiento de la participación de la minería

	SAR		SEM	
	Regimen 1	Regimen 2	Regimen 1	Regimen 2
Constante	0.0594 (0.0129)	0.0841 (0.0011)	0.0587 (0.0109)	0.1719 (0.0000)
PBI per cápita inicial	-0.0057 (0.0177)	-0.0085 (0.0062)	-0.0046 (0.0470)	-0.0178 (0.0000)
Tasa de crecimiento promedio móvil de la participación de la minería	0.2245 (0.0000)	0.1260 (0.0000)	0.2266 (0.0000)	0.1188 (0.0000)
Promedio móvil del logaritmo de la densidad poblacional	0.0069 (0.0005)	0.0029 (0.0138)	0.0049 (0.0099)	0.0023 (0.0840)
Tasa de crecimiento promedio móvil del IHH	0.0333 (0.3427)	0.1056 (0.0000)	0.0916 (0.0089)	0.1085 (0.0000)
Promedio móvil del coeficiente de especialización	-0.0325 (0.0330)	0.0625 (0.2081)	-0.0140 (0.3272)	0.1418 (0.0069)
Coefficiente Autoregresivo espacial (ρ , λ)	0.2484 (0.0000)		0.3899 (0.0000)	
Velocidad de Convergencia	0.0284%	0.0426%	0.0230%	0.0896%
Media-Vida	122.00	81.39	150.90	38.68
R ²	0.3033		0.3833	
LIK	-1323.6578		-1339.3557	
AIC	-2643.3160		-2674.7110	
BIC	-2659.8540		-2691.2500	
Los p-values se encuentran entre paréntesis.				

Nota: *Régimen 1:* Arequipa, Huánuco, Lima y Callao, Madre de Dios, Moquegua, Pasco, Puno y Tacna. *Régimen 2:* Amazonas, Ancash, Apurímac, Ayacucho, Cajamarca, Cusco, Huancavelica, Ica, Junín, La Libertad, Lambayeque, Loreto, Piura, San Martín, Tumbes y Ucayali.

Elaboración propia

El coeficiente estimado de la tasa de crecimiento de la participación de la minería, es positivo y altamente significativo en los dos modelos y en los respectivos dos regímenes económicos. La magnitud del coeficiente de la variable tasa de crecimiento de la participación de la minería en el régimen 1, es casi dos veces que el obtenido para el régimen 2, en ambos modelos. Este resultado indicaría que el crecimiento de la producción minera conspira contra la convergencia. En el régimen 1 su efecto adverso

al proceso de convergencia es mayor que en el régimen 2. Para la comprensión de estos resultados, recuérdese que en el primer régimen se encuentran cuatro regiones (Pasco, Madre de Dios, Tacna y Moquegua) con alta participación de la minería en su producción, que en promedio es de 50.9%. En las otras dos regiones mineras (Arequipa y Puno), la participación promedio es de 19.0%. Por último, la participación de la minería en la producción de las ocho regiones que conforman el régimen 1, es de 31.5%. En el régimen 2 se encuentran nueve regiones, donde la participación de la minería fluctúa entre 15.0% y 40.0%. En promedio, en este grupo, la participación de la minería es de 28.7%. En las otras tres regiones (Ica, La Libertad y Puno) la participación de la minería fluctúa entre 11.0% y 12.5%. Si consideramos la producción de las dieciséis regiones del régimen 2, la participación de la minería es de solo 19.1%.

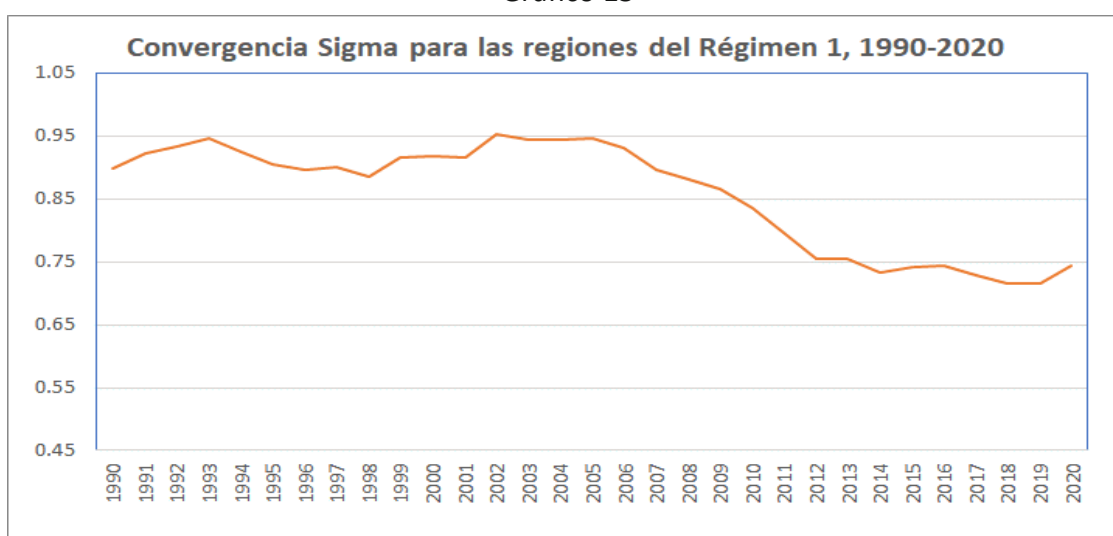
De otro lado, la R^2 es más alta (38.3) en el modelo SEM de convergencia condicional, aunque mucho menor que el obtenido con la convergencia condicional estimada con la tasa de crecimiento de la concentración económica. En el régimen 1 la vida media es de 150.9 años, mientras que en el régimen 2 es de 38.7 años. En el modelo SAR la vida media es de 122 años en el régimen 1 y de 81.39 en el régimen.

Por otro lado, los efectos de la densidad poblacional en ambos regímenes y en ambos modelos, son nuevamente reducidos. En el modelo SAR, es significativo al 1% en el régimen 1 y al 5% en el régimen 2. En el SEM el coeficiente para el régimen 1 es significativo al 1%, en el régimen 2 adquiere significancia estadística solo al 10.0%. Estos resultados revelarían la poca importancia de los mercados internos en las regiones del país. También en este caso, el signo negativo del parámetro estimado para la variable promedio del coeficiente de especialización del régimen 1, en ambos modelos, respondería a la fuerte asociación que tiene con la densidad poblacional. Esto no ocurre en el régimen 2. Por último, los signos de los coeficientes de la tasa de crecimiento del índice IHH son los esperados para ambos regímenes, en ambos modelos.

Es importante destacar que el efecto del crecimiento de la participación de la minería en el crecimiento del PBI per cápita de las regiones, como era de esperarse, es mucho más importante en el régimen 1. En efecto, como puede verse en el Cuadro 12, en el régimen 1 las regiones con índices IHH de concentración regional por encima de 18% son tres, dos de las cuales son mineras (Moquegua y Pasco). Las otras regiones moderadamente concentradas, con índices de IHH de cerca de 17%, son Tacna y Madre de Dios. En el mismo Cuadro 12, se puede ver que las regiones del régimen 2 son, en su mayoría, sectorialmente diversificadas. Solo cinco de las dieciséis regiones son moderadamente concentradas y cuatro de ellas son mineras (Cusco, Ancash, Huancavelica y Loreto).

El carácter condicionante del crecimiento de la producción minera en el crecimiento del PBI per cápita de las regiones, se evidencia en el comportamiento del coeficiente sigma a lo largo del periodo 1990-2020. Este coeficiente aumenta en el periodo 1998-2005 cuando la producción minera crece a la tasa de 7.2% promedio anual. Lo mismo ocurre en el periodo 2014-2016 cuando la minería crece a la tasa de 12.8%. En otras palabras, la divergencia entre las regiones del régimen 1, aumenta, cuando la producción minera, que es predominante en este régimen, también aumenta (véase Gráfico 15 y Cuadro 14). En los periodos de desaceleración del crecimiento de la producción minera —1990-1998, 2005-2014 y 2016-2019—, el coeficiente sigma disminuye, es decir, la divergencia entre las regiones se reduce.

Gráfico 15



Elaboración propia

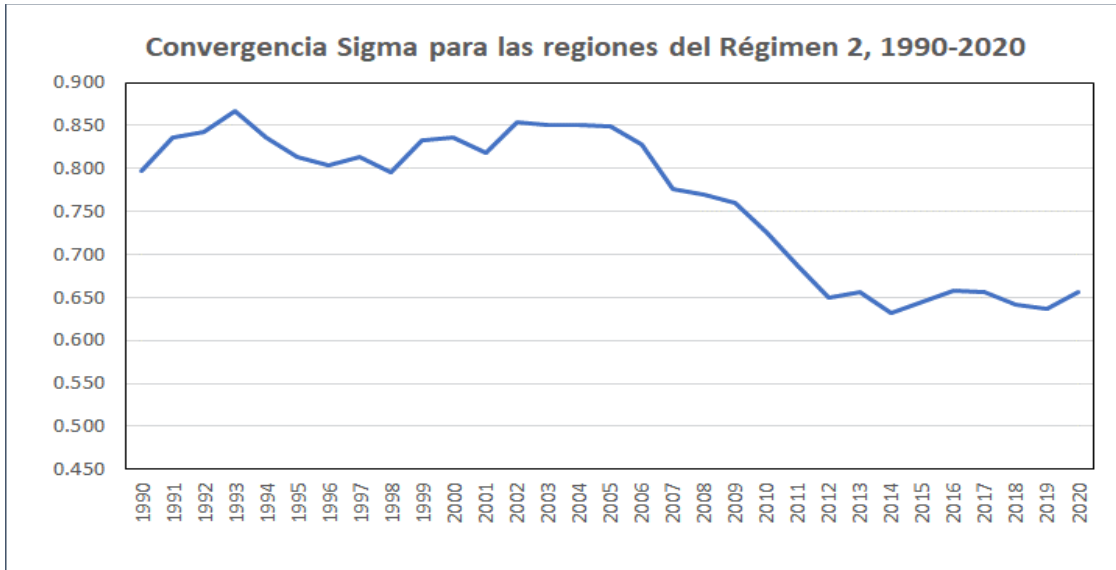
Cuadro 14

Crecimiento la producción minera nacional	
Periodo	Porcentaje promedio anual
1990-1998	3.7
1998-2005	7.2
2005-2014	2.6
2014-2016	12.8
2016-2019	0.6
2019-2020	-13.4

Elaboración propia

Según Gráfico 16, la convergencia sigma del régimen 2 también parece estar influida por el crecimiento de la producción minera. El coeficiente sigma aumenta en periodos de crecimiento de la minería y se reduce cuando se desacelera este crecimiento. Sin embargo, la disminución del coeficiente sigma en el periodo de desaceleración 2005-2014 es más pronunciada en el régimen 2 que en el régimen 1. Por esta razón, la velocidad de convergencia es 3.9 veces de la que se obtiene para el régimen 1 (véase Cuadro 13).

Gráfico 16



Elaboración propia

Otro elemento relacionado con la convergencia sigma es el hecho incuestionable que la dispersión de los PBI per cápita de ambos regímenes se reduce en los años de desaceleración del crecimiento de la minería (2005-2014); y, que en los años de desaceleración del crecimiento del PBI (2013-2020) la dispersión se estanca, también en ambos regímenes. Cuando la tasa de crecimiento del PBI se ralentiza por varios años, su efecto es casi uniforme en todas las regiones, lo que se expresa en un cuasi estancamiento del coeficiente de dispersión sigma. El PBI creció a la tasa promedio anual de 3.2% entre los años 2013-2019, y si se le agrega el año de la pandemia, 2020, la tasa de crecimiento promedio anual se reduce a 0.9%.

Finalmente, es importante mencionar que las regiones que conforman el régimen 2 tienen una producción más diversificada. Como se puede observar en el Cuadro 15, el índice IHH para este régimen es de 2.5% que indica que su producción es regionalmente muy diversificada. Por el contrario, en el régimen 1 hay una altísima concentración regional de la producción.

Cuadro 15

Concentración de la producción regional por regímenes económicos	
	IHH (%)
Régimen 1	52.4
Régimen 2	2.5

Elaboración propia

A modo de conclusión de los acápite a y b de esta sección, es importante hacer la siguiente precisión. En la estimación de los modelos con efectos espaciales se pueden encontrar las siguientes dos situaciones: la primera, que exista dependencia espacial en los errores o perturbaciones de la especificación estimada; y, la segunda, que exista

correlación entre las variables omitidas (que podrían ser explicativas) y las variables explicativas incluidas en la estimación de la especificación. Si bien el modelo SEM toma en cuenta la dependencia espacial de los errores o perturbaciones, no se puede asegurar —para preferir este modelo sobre el SAR— que no existan variables omitidas (que podrían ser explicativas) o que estas variables omitidas no estén correlacionadas con las variables explicativas incluidas en la estimación las ecuaciones de convergencia para ambos regímenes económicos.

Por lo tanto, aun cuando los estadísticos LM nos indican que debería preferirse el SEM, la alta probabilidad de existencia de variables explicativas omitidas o correlacionadas con las variables explicativas incluidas, nos obligaría a no descartar el modelo SAR como una ilustración de los efectos espaciales de la variable dependiente de una región sobre las correspondientes a las otras regiones. En este estudio, el modelo autorregresivo espacial (SAR) incluye un retraso espacial de las tasas de crecimiento de las regiones relacionadas, pero excluye las características de estas regiones que se capturarían por la multiplicación de la matriz W por cada una de las variables explicativas (véase LeSage y Fischer, 2009, pág. 280)

c. Test de inestabilidad estructural y de estabilidad de los coeficientes individuales

Las estimaciones para los dos casos anteriores son analizadas para corroborar si la separación en dos regímenes es estadísticamente pertinente. La hipótesis nula es que los dos regímenes se comportan estructuralmente de la misma manera. Al respecto, el resultado del test de Chow-White/Wald, altamente significativo, indica que tanto las estimaciones con la tasa de crecimiento de la concentración económica como con la tasa de crecimiento de la participación de la producción minera regional, son inestables; es decir, que el análisis con dos regímenes es el adecuado para corregir dicha inestabilidad (véase Cuadro 16).

Por otro lado, respecto al test de estabilidad de los coeficientes individuales en la estimación para el caso del crecimiento de la concentración, las variables cuyos coeficientes muestra estabilidad son: la constante, el PBI per cápita inicial y el coeficiente de especialización; mientras que, la tasa de crecimiento de la concentración, la densidad poblacional y la tasa de crecimiento del índice de Herfindahl-Hirschman, son inestables.

Según el test de estabilidad de los coeficientes individuales en la estimación para el caso del crecimiento de la participación de la producción minera regional, las variables cuyos coeficientes muestran estabilidad son: la constante, el PBI per cápita inicial y la densidad

poblacional; aunque esta última es al 5% de significancia. Las variables inestables son: la tasa de crecimiento de la participación de la minería, la tasa de crecimiento del índice IHH y la tasa de crecimiento del coeficiente de especialización.

Cuadro 16
Test de Inestabilidad Estructural

	Modelo con la tasa de crecimiento de la concentración (difgymov)	Modelo con la tasa de crecimiento de la participación de la minería (gmmov)
Chow-White/Wald	8.03 (0.0000)	3.09 (0.0056)
<i>Estabilidad de los coeficientes individuales</i>		
Constante	0.18 (0.6705)	0.59 (0.4434)
PBI per cápita inicial	0.08 (0.7709)	0.5 (0.4780)
Tasa de crecimiento promedio móvil de la Concentración del PBI	12.52 (0.0004)	- -
Tasa de crecimiento de la participación de la minería	- -	7.02 (0.0083)
Promedio móvil del logaritmo de la densidad poblacional	20.79 (0.0000)	3.49 (0.0624)
Tasa de crecimiento promedio móvil del IHH	4.52 (0.0339)	6.22 (0.0130)
Promedio móvil del coeficiente de especialización	1.80 (0.1805)	4.35 (0.0374)
Los p-values se encuentran entre paréntesis		

Elaboración propia

Es importante señalar que la inestabilidad que muestran los coeficientes de algunas variables, se resuelve con las estimaciones por regímenes separados.

VII. Conclusiones

El estilo de crecimiento económico durante el período 1990-2020 configuró dos regímenes regionales, económicos y espaciales de convergencia, confirmando la desigualdad y heterogeneidad que caracteriza a la estructura espacial y productiva de las regiones del país. Las regiones que registraron niveles de PBI per cápita altos mantuvieron sus posiciones en los primeros lugares durante todo el periodo. ¿Cómo se explica la persistencia de la desigualdad y heterogeneidad espacial que se expresa en forma de inestabilidad estructural?

Hay básicamente una alta movilidad de mano de obra que alimenta el proceso de aglomeración y concentración de la actividad económica, junto a la orientación del capital hacia las regiones con ventajas naturales (mineras), que genera la divergencia entre regiones. La mano de obra migra hacia los asentamientos mineros en busca de

trabajo, abandonando las actividades agropecuarias y, por otro lado, los daños de los ecosistemas, al afectar la producción agropecuaria, hace que la población en edad de trabajar se emplee en actividades terciarias.

Pocos estudios han evaluado los efectos espaciales en forma de inestabilidad estructural entre regímenes espaciales en el proceso de convergencia de los PBI per cápita regionales (Lim, 2016) y, menos mediante datos de panel. La metodología adoptada en este trabajo nos ha permitido ir más allá del análisis de convergencia tradicional y comprender la dimensión espacial de la convergencia de regímenes o clubes dentro de un solo país con la técnica de datos de panel, superando así las limitaciones del análisis de corte transversal.

Aunque los resultados de las estimaciones revelan que las brechas iniciales entre los PBI per cápita de las regiones parecen haber disminuido, los dos regímenes espaciales exhiben una diferencia significativa en los procesos de convergencia de sus PBI per cápita durante el período de análisis. El parámetro de convergencia estimado para el régimen 1 es negativo pero insignificante, lo que indica que tanto la concentración de la producción como el crecimiento de la participación de la minería afectaron adversamente el proceso de convergencia en este régimen espacial. El hecho que en el régimen 2, conformado en su gran mayoría por regiones con PBI per cápita iguales o inferiores al PBI per cápita promedio, haya evidencia estadísticamente significativa de convergencia, solo revela que en el país hay diferentes patrones en la dinámica de crecimiento regionales.

No obstante, hay que mencionar que la convergencia ocurre fundamentalmente en los años de desaceleración del crecimiento económico cuando se apaga el motor externo de la economía (reducción de la demanda externa y de los precios de los minerales). Las regiones en las que predomina la minería y son más concentradas como las que conforman el régimen 1, contraen su tasa de crecimiento, mientras que, en las regiones más diversificadas, como las del régimen 2, sus tasas de crecimiento se reducen menos. En los años de desaceleración económica que se inicia en 2013 el PBI per cápita del régimen 1 crece a la tasa de 1.17%, mientras el PBI per cápita del régimen 2 lo hace a la tasa de 1.7% promedio anual, hasta el año 2019. Si se incorpora el año de la pandemia, el PBI per cápita del régimen 1 decrece a la tasa de 0.55% y el del régimen 2 a la tasa de 0.01%.

En resumen, el estilo de crecimiento económico de las regiones en el periodo de 1990 a 2020 ha mantenido la desigualdad regional. No hubo cambio estructural fundamental en el ranking de las posiciones de los PBI per cápita de las regiones en el largo plazo: las regiones con el PBI per cápita más alto han mantenido esa posición en todo el periodo, y las regiones con el nivel de PBI per cápita más bajo siguen siendo las mismas.

Refiriéndose a la «región sur», entre los que se encuentran las regiones de Arequipa, Cusco, Moquegua, Puno, Tacna y Madre de Dios —que, con excepción de Cusco, conforman el régimen 1—, Monsalve (2019) dice: “Desde principios del siglo XXI la región (sur) experimenta una interesante recuperación económica. Pero el grado de articulación de mercados y actividades económicas que existía en esta zona desde el Tawantinsuyu hasta la crisis de 1930 no ha sido reconstruido aún. (...) La minería ya no cumple la función de ser el eje de un espacio económico macrorregional como lo hizo en los siglos XVI y XVIII” (págs. 11 y 16)

Incorporar la concentración económica espacial y la participación de la minería en la ecuación de convergencia y, realizar las estimaciones por separado, confirma su influencia contraria y significativa al proceso de convergencia en el régimen 1, pues es en este régimen donde la concentración espacial es mayor y donde se encuentran las principales regiones mineras. El periodo de análisis 1990-2020 corresponde justamente a una etapa de la economía peruana caracterizada por el predominio de las políticas desregulatorias y por la reprimarización impulsada por la inversión extranjera en la minería.

El régimen 1 genera el 62.3% del PBI nacional, la diferencia de 37.6% le corresponde al régimen 2. Si al régimen 1 se le resta la participación de Lima y Callao en la generación del PBI, las siete regiones restantes que la conforman explican solo el 13.8% del PBI nacional. Entre estas siete se encuentra la región de Pasco cuya producción es fundamentalmente minera (cerca del 70%). No hay externalidades positivas entre las ocho regiones y Pasco, desde muchos años atrás, sigue aportando solo cerca del 1.0% del PBI nacional. Según Pérez (2019):

“La minería del Cerro de Pasco, como se ha probado constantemente, es una actividad que brindó su generoso y continuo aporte a la grandeza económica del Perú. Sin embargo, —es imperioso decirlo— no lo fue para el pueblo que trabajó tesoneramente en la extracción de esas riquezas. Desde siempre, sin importar quienes fueron los empresarios que se beneficiaron, llevó la peor parte. En el lapso de quinientos años, los enriquecidos magnates nada dejaron para el lugar donde se enriquecieron. Ni edificios, ni calles, ni avenidas, ni iglesias, ni centros educativos, ni museos, ni nada. Qué diferencia con Guanajuato (México) —coetáneo con el Cerro de Pasco—, que luce orgulloso sus teatros, universidad, iglesias, etc. En el Cerro de Pasco han dejado un abominable agujero que se ha tragado la ciudad, colmándolo de relaves dañinos que atentan contra la salud de sus niños y madres”. (págs. 369-370)

En los años en los que se desacelera el crecimiento de la producción minera, la divergencia entre las regiones se reduce. La evidencia empírica sugiere entonces que la

producción minera, en la forma que se da en nuestro país⁸, no contribuye al crecimiento equilibrado de las regiones del país y, al igual que la concentración económica, perpetúa la heterogeneidad de las regiones y la desigualdad entre las regiones con bajos y altos PBI per cápita. Estos dos factores, el crecimiento de la participación minera en la producción y la concentración económica, impiden que el crecimiento económico tenga efectos espaciales de derrame significativos entre las regiones del país: las regiones más ricas en términos de PBI per cápita han mantenido relativamente su distancia de las regiones ubicadas en el agrupamiento bajo-bajo del índice de Morán.

La convergencia es mayor en las regiones del régimen 2, pero esto ocurre porque en los periodos de desaceleración económica son las que más crecen. La concentración es mucho menor en este régimen y las regiones que la conforman son más diversificadas, aunque con una agricultura básicamente tradicional y con predominio de sectores terciarios donde se concentra el empleo informal. En ambos regímenes los mercados internos son poco desarrollados, el coeficiente de la variable que capta la influencia de la urbanización y del mercado interno (el logaritmo de la densidad poblacional) es muy pequeño (véase Cuadros 11 y 13). Con mercados internos poco dinámicos y que no se expanden sostenidamente, no es posible que se desarrollen las actividades secundarias de transformación. Las inversiones nacionales en este tipo de actividades no crecen sostenidamente no solo por restricciones de financiamiento, sino también por la infraestructura que no facilita la conexión inter e intra regional, a bajos costos de transporte.

Las disparidades regionales no solo están referidas a niveles heterogéneos de su producto per cápita regional sino también a la escasa relación que existe entre los espacios regionales y sus niveles de producción. El coeficiente de correlación entre las participaciones del PBI regional promedio del periodo 1990-2020, y las participaciones en el espacio nacional medido en kilómetros cuadrados, es de solo 0.6% con un estadístico t igual a 0.029. La ausencia de conexión que hay entre la geografía y la economía también se constata con el coeficiente de correlación entre los niveles de producción y la superficie agrícola en las regiones en miles de hectáreas. En efecto, con datos promedio para el periodo 2004-2013 se encuentra un coeficiente de correlación de 24.0% con un estadístico t igual a 1.159. Llama poderosamente la atención que este bajo nivel de significancia se deba fundamentalmente al régimen económico 1. En este,

⁸ Diversos trabajos muestran impactos ambientales negativos de la minería como la liberación de residuos químicos, relaves, gases tóxicos, polvos, drenajes ácidos y destrucción irreversible de ecosistemas. La contaminación del agua, de los suelos y del aire, afecta la producción agropecuaria local y está en la base de los conflictos sociales en las comunidades circundantes a la explotación minera. Cuando escribíamos estas conclusiones llegó la noticia que organizaciones de Huarochirí denunciaban la rotura de una represa de la mina Huampar, en la cuenca del valle de Santa Eulalia, ubicada en la zona de Cunay, distrito de Huanza, lo que habría desencadenado un derrame de relave y aguas residuales (CooperAcción, 31 de marzo de 2022).

el coeficiente de correlación de 40.0% no es significativo pues tiene un estadístico t igual a 1.082. Sin embargo, en el régimen económico 2, la correlación entre la superficie agrícola y los niveles de producción regional es de 62.0% con un estadístico t igual a 2.936 para el mismo periodo 2004-2013.

Saber que existe heterogeneidad y dependencia espacial en forma de regímenes o clubes espaciales en el proceso de convergencia de los PBI per cápita regionales, es importante para identificar políticas económicas que fomenten el desarrollo regional equilibrado. Estas políticas deben ir más allá de la redistribución de recursos que usualmente se lleva a la práctica mediante la asignación presupuestal. No es con este tipo de política que se reducirán las disparidades en el crecimiento del PBI per cápita entre las regiones.

El desarrollo regional y territorial debe ser deliberado. Las políticas deben orientarse, entonces, a la integración regional mediante un reordenamiento territorial y un esquema macrorregional transversal, que permita superar las restricciones que impiden la expansión de la inversión privada nacional y faciliten el aprovechamiento de las potencialidades económicas y en recursos naturales de las regiones.

REFERENCIAS

Angrist, Joshua y Jörn-Steffen Pischke (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Nueva Jersey: Princeton University Press.

Anselin, Luc (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Springer. <https://doi.org/10.1007/978-94-015-7799-1>

Anselin, Luc (1990). Spatial Dependence and Spatial Structural Instability in Applied Regression Analysis. *Journal of Regional Science*, 30(2), 185-207. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.1990.tb00092.x>

Anselin, Luc (1995). Local Indicators of Spatial Association-LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>

Anselin, Luc y Anil Bera (1998). Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics. En Aman Ullah, *Handbook of Applied Economic Statistics* (pp. 237-289). Boca Raton: CRC Press. <https://doi.org/10.1201/9781482269901>

Anselin, Luc y Raymond Florax (1995) Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models: Some Further Results. En Luc Anselin y Raymond Florax, *New Directions in Spatial Econometrics* (pp. 21-74). Berlin Heidelberg: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-79877-1_2

Arpi, Roberto (2014). *Perú, 2004-2013: Inversión Pública en Infraestructura, Crecimiento y Desarrollo Regional*. Lima: Consorcio de investigación económica y social. Recuperado el 8 de abril de 2020 de <https://cies.org.pe/es/investigaciones/competitividad-descentralizacion-y-modernizacion-del-estado/inversion-publica-en>

Asuad, Normand y Luis Quintana (2010). Crecimiento económico, convergencia y concentración económica espacial en las entidades federativas de México 1970-2008. *Investigaciones Regionales*, 18, 83-106.

Barro, Robert (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443. <https://doi.org/10.2307/2937943>

Barro, Robert y Xavier Sala-i-Martin (2004). *Economic Growth*. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology.

Barro, Robert, Xavier Sala-i-Martin, Oliver Blanchard y Robert Hall (1991). Convergence across States and Regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991(1), 107-182. <https://doi.org/10.2307/2534639>

Baumol, William (1986). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. *The American Economic Review*, 76(5), 1072-1085. <https://www.jstor.org/stable/1816469>

Bell, Andrew y Kelvyn Jones (2015). Explaining Fixed Effects: Random Effects Modeling of Time-Series Cross-Sectional and Panel Data. *Political Science Research and Methods*, 3(1), 133-153. <https://doi.org/10.1017/psrm.2014.7>

Bivand, Roger y David Wong (2018). Comparing implementations of global and local indicators of spatial association. *TEST*, 27, 716-748. <https://doi.org/10.1007/s11749-018-0599-x>

Castillo, Luis (2020). *Dinámica regional de la desigualdad de ingresos en Perú*. Documento de Trabajo 2020-004. Series Documentos de Trabajo – Banco Central de Reserva del Perú. Recuperado el 27 de marzo de 2022 de <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2020/documento-de-trabajo-004-2020.pdf>

Cermeño, Rodolfo (2001). Decrecimiento y convergencia de los estados mexicanos: Un análisis de panel. *El Trimestre Económico*, 68(272), 603-629. <https://www.jstor.org/stable/20857074>

Chirinos, Raymundo (2008). *¿Convergen las regiones en el Perú?* Lima: Banco Central de Reserva del Perú – XXVI Encuentro de economistas. Recuperado el 20 de marzo de 2022 de <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Proyeccion-Institucional/Encuentro-de-Economistas/XXVI-EE-2008/XXVI-EE-2008-S14-Paper-Chirinos.pdf>

CooperAcción (31 de marzo de 2022). Derrame de relave minero estaría contaminando los ríos Santa Eulalia y Rímac. CooperAcción Informa: <https://cooperacion.org.pe/derrame-de-relave-minero-estaria-contaminando-los-rios-santa-eulalia-y-rimac/>

Corrado, Luisa, Ron Martin y Melvyn Weeks (2005). Identifying and Interpreting Regional Convergence Clusters across Europe. *The Economic Journal*, 115(502), C133-C160. <http://www.jstor.org/stable/3590374>

Dall'erba, Sandy, Marco Percoco y Gianfranco Piras (2008). The European Regional Growth Process Revisited. *Spatial Economic Analysis*, 3(1), 7-25. <https://doi.org/10.1080/17421770701733399>

Delgado, Augusto y Gabriel Rodríguez (2015). "Structural Breaks and Convergence in the Regions of Peru: 1970-2010". *Review of Development Economics*, 19(2), 346-357. <https://doi.org/10.1111/rode.12146>

Delgado, Augusto y Juan Del Pozo (2011). *Convergencia y ciclos económicos departamentales en el Perú: 1979-2008*. Lima: Consorcio de investigación económica y social. Recuperado el 18 de marzo de 2022 de <https://cies.org.pe/es/investigaciones/politica-macroeconomica-y-crecimiento/convergencia-y-ciclos-economicos>

Díaz, Alberto, Fernando Rubiera y Dusan Paredes (2017). Are there different local patterns of convergence concealed beneath the regional level? An analysis for US states and counties using a multilevel approach. *The Annals of Regional Science*, 58(3), 623-640. <https://doi.org/10.1007/s00168-017-0811-z>

Duran, Jorge y Mariano Álvarez (2008). Indicadores de comercio exterior y política comercial: mediciones de posición y dinamismo comercial. Naciones Unidas: Santiago de Chile. Recuperado el 24 de marzo de 2022 de https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/3690/S2008794_es.pdf

Elhorst, Paul (2010). Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar. *Spatial Economic Analysis*, 5(1), 9-28. <https://doi.org/10.1080/17421770903541772>

Ertur, Cem, Julie Le Gallo y Catherine Baumont (2006). The European Regional Convergence Process, 1980-1995: Do Spatial Regimes and Spatial Dependence Matter? *International Regional Science Review*, 29(1), 3-34. <https://doi.org/10.1177/0160017605279453>

Evans, Paul (1997). Using cross-country variances to evaluate growth theories. *Journal of Economics Dynamics and Control*, 20(6-7), 1027-1049. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(95\)00888-8](https://doi.org/10.1016/0165-1889(95)00888-8)

Evans, Paul (1998). *Income Dynamics in Regions and Countries*. Working Paper. Department of Economics. The Ohio State University

Fischer, Manfred y Claudia Stirböck (2006). Convergencia regional en Europa. *Papeles de economía española*, 107, 30-44.

Gonzales, Efraín y Jorge Trelles (2004). Divergencia y convergencia regional en el Perú: 1978-1992. *Economía*, 27(53-24), 35-63.

Grier, Kevin y Gordon Tullock (1989). An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951–1980. *Journal of Monetary Economics*, 24(2), 259-276. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(89\)90006-8](https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90006-8)

Hill, Terrence, Andrew Davis, Micah Roos y Michael French (2020). Limitations of Fixed-Effects Models for Panel Data. *Sociological Perspectives* 63(3), 357-369. <https://doi.org/10.1177/0731121419863785>

Imai, Kosuke y In Song Kim (2020). On the Use of Two-Way Fixed Effects Regression Models for Causal Inference with Panel Data. *Political Analysis*, 29(3), 405-415. <https://doi.org/10.1017/pan.2020.33>

Jakiela, Pamela (2021). *Simple Diagnostics for Two-Way Fixed Effects*. Working Paper. Department of Economics, Williams College. Recuperado el 25 de marzo de 2022 de <https://ideas.repec.org/p/wil/wileco/2021-05.html>

Jiménez, Félix (2011). *Crecimiento Económico: Enfoques y Modelos*. Lima: Fondo Editorial Pontificia Universidad Católica del Perú.

Jiménez, Félix (2012). Empleo y mercado interno en el modelo neoliberal: una nueva hipótesis sobre el subdesarrollo. En Cecilia Garavito y Ismael Muñoz. *Empleo y protección social* (pp. 57-88). Lima: Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Karnik, Ajit y Mala Lalvani (2012). Growth performance of Indian states. *Empirical Economics*, 42(1), 235-259. <https://doi.org/10.1007/s00181-010-0433-0>

Kelejian, Harry y Ingmar Prucha (1998). A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17, 99-121. <https://doi.org/10.1023/A:1007707430416>

Kropko, Jonathan y Robert Kubinec (2018). Why the Two-Way Fixed Effects Model Is Difficult to Interpret, and What to Do About It. *Social Science Research Network*. Recuperado el 25 de marzo de 2022 de <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3062619>

Krugman, Paul (1990). *Increasing Returns and Economic Geography*. Working Paper No. 3275 – National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w3275>

Krugman, Paul (1998). What's new about the new economic geography? *Oxford Review of Economic Policy*, 14(2), 7-17. <https://doi.org/10.1093/oxrep/14.2.7>

Le Gallo, Julie y Sandy Dall'erba (2006). Evaluating the Temporal and Spatial Heterogeneity of the European Convergence Process, 1980–1999. *Journal of Regional Science*, 46(2), 269-288. <https://doi.org/10.1111/j.0022-4146.2006.00441.x>

Leon, Juan (2019). Capital humano y pobreza regional en Perú. *Región y sociedad*, 31. <https://doi.org/10.22198/rys2019/31/1058>.

LeSage, James (2014). *What Regional Scientists Need to Know About Spatial Econometrics*. Recuperado el 26 de marzo de 2022 de <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2420725>

LeSage, James y Kelly Pace (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Londres: Chapman and Hall/CRC

LeSage, James y Manfred Fischer (2009). Spatial Growth Regressions: Model Specification, Estimation and Interpretation. *Spatial Economic Analysis*, 3, 275-304. <https://doi.org/10.1080/17421770802353758>

Levine, Ross y David Renelt (1992). A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. *The American Economic Review*, 82(4), 942-963. <https://www.jstor.org/stable/2117352>

Lim, Up (2016). Regional income club convergence in US BEA economic areas: a spatial switching regression approach. *The Annals of Regional Science*, 56, 273-294. <https://doi.org/10.1007/s00168-015-0739-0>

Mankiw, Gregory, David Romer y David Weil (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.

Monsalve, Martín (2019). Introducción: una visión general de la evolución económica del sur peruano. En Martín Monsalve (editor), *Historia Económica del sur peruano: lanas, minas y aguardiente en el espacio regional*. Lima: Banco Central de Reserva del Perú, Instituto de Estudios Peruanos. Tarea Asociación Gráfica Educativa. Primera edición.

Moran, Patrick (1950). A Test for the Serial Independence of Residuals. *Biometrika*, 37, 178-181. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/37.1-2.178>

Moreno, Rosina y Esther Vayá (2002). Econometría espacial: nuevas técnicas para el análisis regional. Una aplicación a las regiones europeas. *Investigaciones Regionales*, 1, 83-106.

Nayyar, Guarav (2008). Economic Growth and Regional Inequality in India. *Economic and Political Weekly*, 43(6), 58-67. <https://www.jstor.org/stable/40277103>

Odar, Juan (2002). Convergencia y polarización. El caso peruano: 1961-1996. *Estudios de Economía*, 29(1), 47-70.

Ord, Keith (1975). Estimation Methods for Models for Spatial Interaction. *Journal of the American Statistical Association*, 70, 120-126. <http://dx.doi.org/10.1080/01621459.1975.10480272>

Ord, Keith y Arthur Getis (1995). Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and Application. *Geographical Analysis*, 27(4), 286-306. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00912.x>

Palomino, Juan y Gabriel Rodríguez (2019). *Peru's Regional Growth and Convergence in 1979-2017: An Empirical Spatial Panel Data Analysis*. Documento de Trabajo No. 478 – Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Pérez, César (2022). La historia económica del Cerro de Pasco en los siglos XVI-XX. En Carlos Contreras (editor). *Historia económica del Perú central, ventajas y desafíos de estar cerca de la capital*. Lima: Banco Central de Reserva del Perú, Instituto de Estudios Peruanos. Tarea Asociación Gráfica Educativa. Primera edición.

Poletti, Márcio (2017). A spatial error model with continuous random effects and an application to growth convergence. *Journal of Geographical Systems*, 19, 371-398. <https://doi.org/10.1007/s10109-017-0256-z>

Programa de las Naciones Unidas (2019). *El reto de la igualdad: Una lectura de las dinámicas territoriales en el Perú*. Lima: Programas de las Naciones Unidas. Recuperado el 27 de marzo de 2022 de <https://www1.undp.org/content/dam/peru/docs/Publicaciones%20pobreza/PNUD%20Peru%20-%20El%20Reto%20de%20la%20Igualdad.pdf>

Qin, Chenglin, Xinyue Ye y Yingxia Liu (2017). Spatial Club Convergence of Regional Economic Growth in Inland China, *Sustainability*, 9(7), 1-14. Recuperado el 28 de marzo de 2022 de <https://ideas.repec.org/a/gam/jsusta/v9y2017i7p1189-d103891.html>

Quah, Danny (1993a). Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 427-443. <https://doi.org/10.2307/3440905>

Quah, Danny (1993b). Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth. *European Economic Review*, 37, 426-434. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(93\)90031-5](https://doi.org/10.1016/0014-2921(93)90031-5)

Ramajo, Julian, Miguel Márquez, Geoffrey Hewings, María Salinas (2008). Spatial heterogeneity and interregional spillovers in the European Union: Do cohesion policies encourage convergence across regions? *European Economic Review*, 52(3), 551-567

Rivera, Rommel (2012). Métodos y técnicas de análisis regional. Recuperado el 20 de diciembre de 2021 de https://www.academia.edu/43880665/M%C3%89TODOY_T%C3%89CNICAS_DE_ANALISIS_REGIONAL

Sala-i-Martin, Xavier (1996). The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*, 106(437), 1019-1039. <https://doi.org/10.2307/2235375>

Sánchez, José, Juan Rengifo y Rocío Blas (2019). Hot Spot Analysis versus Cluster and Outlier Analysis: An Enquiry into the Grouping of Rural Accommodation in Extremadura (Spain). *International Journal of Geo-Information*, 8(4), 176-203. <https://doi.org/10.3390/ijgi8040176>

Solow, Robert (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*. 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>

Yongbok, Jeon (2007). *Total factor productivity and income distribution: A critical review*. Working Paper 2007-04. Department of Economics, The University of Utah. Recuperado el 25 de marzo de 2022 de https://economics.utah.edu/research/publications/2007_04.pdf

ANEXOS

Con propósitos de comparación con los obtenidos con las variables tasa de crecimiento de la concentración y tasa de crecimiento de la participación de la minería, se presentan las estimaciones, por separado, con la tasa de crecimiento de la agricultura, de la manufactura y del sector terciario de servicios. La magnitud de la R^2 , en los tres casos, es bastante menor. Por otro lado, los estadísticos LIK, AIC y BIC tienen valores absolutos menores que los obtenidos en las estimaciones con la tasa de crecimiento de la concentración y la tasa de crecimiento de la participación de la minería; esto indica que los mejores modelos son justamente los estimados con estas dos últimas variables. Por último, si se incorporan todas las variables en una sola estimación de los modelos SAR y SEM, los signos esperados y los niveles de significancia se alteran drásticamente.

Cuadro A1

Estimaciones por regímenes con la tasa de crecimiento de la participación de la agricultura				
	SAR		SEM	
	Regimen 1	Regimen 2	Regimen 1	Regimen 2
Constante	0.0931 (0.0020)	0.1376 (0.0000)	0.1022 (0.0005)	0.2080 (0.0000)
PBI per cápita inicial	-0.0100 (0.0013)	-0.0144 (0.0000)	-0.0101 (0.0008)	-0.0224 (0.0000)
Tasa de crecimiento promedio móvil de la participación de la agricultura	-0.1322 (0.0163)	0.2290 (0.0000)	-0.1294 (0.012)	0.2413 (0.0000)
Promedio móvil del logaritmo de la densidad poblacional	0.0071 (0.0015)	0.0029 (0.0286)	0.0058 (0.0067)	0.0038 (0.0120)
Tasa de crecimiento promedio móvil del IHH	0.0391 (0.3243)	0.1619 (0.0000)	0.0652 (0.1051)	0.1661 (0.0000)
Promedio móvil del coeficiente de especialización	-0.019 (0.2650)	0.127 (0.0230)	-0.0123 (0.4588)	0.2016 (0.0006)
Coefficiente Autoregresivo espacial (rho, lambda)	0.1997 (0.0000)		0.3161 (0.0000)	
Velocidad de Convergencia	0.0501%	0.0727%	0.0509%	0.1135%
Media-Vida	69.17	47.69	68.09	30.54
R2	0.2069		0.2592	
LIK	-1262.7285		-1298.4487	
AIC	-2521.457		-2546.562	
BIC	-2537.995		-2563.100	

Los p-values se encuentran entre paréntesis

Cuadro A2

Estimaciones por regímenes con la tasa de crecimiento de la participación de la manufactura				
	SAR		SEM	
	Regimen 1	Regimen 2	Regimen 1	Regimen 2
Constante	0.0792 (0.0027)	0.2006 (0.000)	0.0781 (0.0020)	0.2278 (0.000)
PBI per cápita inicial	-0.0077 (0.0031)	-0.0203 (0.0000)	-0.0068 (0.007)	-0.0227 (0.0000)
Tasa de crecimiento promedio móvil de la participación de la manufactura	0.1477 (0.0006)	0.2091 (0.0000)	0.1294 (0.0027)	0.2312 (0.0000)
Promedio movil del logaritmo de la densidad poblacional	0.0060 (0.0062)	0.0023 (0.0775)	0.0047 (0.0229)	0.0030 (0.0353)
Tasa de crecimiento promedio movil del IHH	0.1267 (0.0034)	0.1794 (0.0000)	0.1470 (0.0006)	0.1912 (0.0000)
Promedio movil del coeficiente de especialización	-0.028 (0.0899)	0.030 (0.5846)	-0.0238 (0.1318)	0.0353 (0.5407)
Coefficiente Autoregresivo espacial (rho, lambda)	0.2360 (0.000)		0.3382 (0.000)	
Velocidad de Convergencia	0.0388%	0.1027%	0.0339%	0.1150%
Media-Vida	89.39	33.76	102.26	30.13
R2	0.2262		0.3061	
LIK	-1284.4444		-1298.449	
AIC	-2564.889		-2592.897	
BIC	-2581.427		-2609.436	

Los p-values se encuentran entre paréntesis

Cuadro A3

Estimaciones por regímenes con la tasa de crecimiento de la participación de los servicios				
	SAR		SEM	
	Regimen 1	Regimen 2	Regimen 1	Regimen 2
Constante	0.0500 (0.0882)	0.1461 (0.0000)	0.0562 (0.0400)	0.2139 (0.0000)
PBI per cápita inicial	-0.0056 (0.0521)	-0.0154 (0.0000)	-0.0054 (0.0451)	-0.0232 (0.0000)
Tasa de crecimiento promedio móvil de la participación de los Servicios	0.1094 (0.2889)	0.1115 (0.0534)	0.2009 (0.0364)	0.3411 (0.0000)
Promedio movil del logaritmo de la densidad poblacional	0.0086 (0.0007)	0.0025 (0.0744)	0.0069 (0.0023)	0.0038 (0.0168)
Tasa de crecimiento promedio movil del IHH	0.0339 (0.4441)	0.1443 (0.0000)	0.0726 (0.0827)	0.1521 (0.0000)
Promedio movil del coeficiente de especialización	-0.033 (0.0773)	0.111 (0.0560)	-0.0211 (0.2107)	0.1767 (0.0036)
Coefficiente Autoregresivo espacial (rho, lambda)	0.2199 (0.0000)		0.4007 (0.0000)	
Velocidad de Convergencia	0.0280%	0.0774%	0.0271%	0.1173%
Media-Vida	123.89	44.79	128.09	29.55
R2	0.1309		0.1559	
LIK	-1242.728		-1262.055	
AIC	-2481.456		-2520.109	
BIC	-2497.994		-2536.648	

Los p-values se encuentran entre paréntesis

**ÚLTIMAS PUBLICACIONES DE LOS PROFESORES
DEL DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA**

▪ *Libros*

Elena Álvarez (Editor)

2022 *Agricultura y desarrollo rural en el Perú: homenaje a José María Caballero*. Lima, Departamento de Economía PUCP.

Aleida Azamar Alonso, José Carlos Silva Macher y Federico Zuberan (Editores)

2022 *Economía ecológica latinoamericana*. Buenos Aires, México. CLACSO, Siglo XXI Editores.

Efraín Gonzales de Olarte

2021 *Economía regional y urbana. El espacio importa*. Lima, Fondo Editorial PUCP.

Alfredo Dammert Lira

2021 *Economía minera*. Lima, Fondo Editorial PUCP.

Adolfo Figueroa

2021 *The Quality of Society, Volume II – Essays on the Unified Theory of Capitalism*. New York, Palgrave Macmillan.

Carlos Contreras Carranza (Editor)

2021 *La Economía como Ciencia Social en el Perú. Cincuenta años de estudios económicos en la Pontificia Universidad Católica del Perú*. Lima, Departamento de Economía PUCP.

José Carlos Orihuela y César Contreras

2021 *Amazonía en cifras: Recursos naturales, cambio climático y desigualdades*. Lima, OXFAM.

Alan Fairlie

2021 *Hacia una estrategia de desarrollo sostenible para el Perú del Bicentenario*. Arequipa, Editorial UNSA.

Waldo Mendoza e Yuliño Anastacio

2021 *La historia fiscal del Perú: 1980-2020. Colapso, estabilización, consolidación y el golpe de la COVID-19*. Lima, Fondo Editorial PUCP.

Cecilia Garavito

2020 *Microeconomía: Consumidores, productores y estructuras de mercado. Segunda edición*. Lima, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Adolfo Figueroa

2019 *The Quality of Society Essays on the Unified Theory of Capitalism*. New York. Palgrave MacMillan.

Carlos Contreras y Stephan Gruber (Eds.)

2019 *Historia del Pensamiento Económico en el Perú. Antología y selección de textos.* Lima, Facultad de Ciencias Sociales PUCP.

Barreix, Alberto Daniel; Corrales, Luis Fernando; Benitez, Juan Carlos; Garcimartín, Carlos; Ardanaz, Martín; Díaz, Santiago; Cerda, Rodrigo; Larraín B., Felipe; Revilla, Ernesto; Acevedo, Carlos; Peña, Santiago; Agüero, Emmanuel; Mendoza Bellido, Waldo; Escobar Arango y Andrés.

2019 *Reglas fiscales resilientes en América Latina.* Washington, BID.

José D. Gallardo Ku

2019 *Notas de teoría para para la incertidumbre.* Lima, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Úrsula Aldana, Jhonatan Clausen, Angelo Cozzubo, Carolina Trivelli, Carlos Urrutia y Johanna Yancari

2018 *Desigualdad y pobreza en un contexto de crecimiento económico.* Lima, Instituto de Estudios Peruanos.

Séverine Deneulin, Jhonatan Clausen y Arellí Valencia (Eds.)

2018 *Introducción al enfoque de las capacidades: Aportes para el Desarrollo Humano en América Latina.* Flacso Argentina y Editorial Manantial. Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Mario Dammil, Oscar Dancourt y Roberto Frenkel (Eds.)

2018 *Dilemas de las políticas cambiarias y monetarias en América Latina.* Lima, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

▪ *Documentos de trabajo*

- No. 510 Evolution of the Exchange Rate Pass-Through into Prices in Peru: An Empirical Application Using TVP-VAR-SV Models. Roberto Calero, Gabriel Rodríguez y Rodrigo Salcedo Cisneros. Mayo 2022.
- No. 509 Time Changing Effects of External Shocks on Macroeconomic Fluctuations in Peru: Empirical Application Using Regime-Switching VAR Models with Stochastic Volatility. Paulo Chávez y Gabriel Rodríguez. Marzo 2022.
- No. 508 Time Evolution of External Shocks on Macroeconomic Fluctuations in Pacific Alliance Countries: Empirical Application using TVP-VAR-SV Models. Gabriel Rodríguez y Renato Vassallo. Marzo 2022.
- No. 507 Time-Varying Effects of External Shocks on Macroeconomic Fluctuations in Peru: An Empirical Application using TVP-VARSV Models. Junior A. Ojeda Cunya y Gabriel Rodríguez. Marzo 2022.
- No. 506 La Macroeconomía de la cuarentena: Un modelo de dos sectores. Waldo Mendoza, Luis Mancilla y Rafael Velarde. Febrero 2022.
- No. 505 ¿Coexistencia o canibalismo? Un análisis del desplazamiento de medios de comunicación tradicionales y modernos en los adultos mayores para el caso latinoamericano: Argentina, Colombia, Ecuador, Guatemala, Paraguay y Perú. Roxana Barrantes Cáceres y Silvana Manrique Romero. Enero 2022.
- No. 504 “Does the Central Bank of Peru Respond to Exchange Rate Movements? A Bayesian Estimation of a New Keynesian DSGE Model with FX Interventions”. Gabriel Rodríguez, Paul Castillo B. y Harumi Hasegawa. Diciembre, 2021
- No. 503 “La no linealidad en la relación entre la competencia y la sostenibilidad financiera y alcance social de las instituciones microfinancieras reguladas en el Perú”. Giovanna Aguilar y Jhonatan Portilla. Noviembre, 2021.
- No. 502 “Approximate Bayesian Estimation of Stochastic Volatility in Mean Models using Hidden Markov Models: Empirical Evidence from Stock Latin American Markets”. Carlos A. Abanto-Valle, Gabriel Rodríguez, Luis M. Castro Cepero y Hernán B. Garrafa-Aragón. Noviembre, 2021.
- No. 501 “El impacto de políticas diferenciadas de cuarentena sobre la mortalidad por COVID-19: el caso de Brasil y Perú”. Angelo Cozzubo, Javier Herrera, Mireille Razafindrakoto y François Roubaud. Octubre, 2021.
- No. 500 “Determinantes del gasto de bolsillo en salud en el Perú”. Luis García y Crissy Rojas. Julio, 2021.
- No. 499 “Cadenas Globales de Valor de Exportación de los Países de la Comunidad Andina 2000-2015”. Mario Tello. Junio, 2021.

- No. 498 “¿Cómo afecta el desempleo regional a los salarios en el área urbana? Una curva de salarios para Perú (2012-2019)”. Sergio Quispe. Mayo, 2021.
- No. 497 “¿Qué tan rígidos son los precios en línea? Evidencia para Perú usando Big Data”. Hilary Coronado, Erick Lahura y Marco Vega. Mayo, 2021.
- No. 496 “Reformando el sistema de pensiones en Perú: costo fiscal, nivel de pensiones, brecha de género y desigualdad”. Javier Olivera. Diciembre, 2020.
- No. 495 “Crónica de la economía peruana en tiempos de pandemia”. Jorge Vega Castro. Diciembre, 2020.
- No. 494 “Epidemia y nivel de actividad económica: un modelo”. Waldo Mendoza e Isaías Chalco. Setiembre, 2020.
- No. 493 “Competencia, alcance social y sostenibilidad financiera en las microfinanzas reguladas peruanas”. Giovanna Aguilar Andía y Jhonatan Portilla Goicochea. Setiembre, 2020.
- No. 492 “Empoderamiento de la mujer y demanda por servicios de salud preventivos y de salud reproductiva en el Perú 2015-2018”. Pedro Francke y Diego Quispe O. Julio, 2020.
- No. 491 “Inversión en infraestructura y demanda turística: una aplicación del enfoque de control sintético para el caso Kuéalp, Perú”. Erick Lahura y Rosario Sabrera. Julio, 2020.
- No. 490 “La dinámica de inversión privada. El modelo del acelerador flexible en una economía abierta”. Waldo Mendoza Bellido. Mayo, 2020.
- No. 489 “Time-Varying Impact of Fiscal Shocks over GDP Growth in Peru: An Empirical Application using Hybrid TVP-VAR-SV Models”. Álvaro Jiménez y Gabriel Rodríguez. Abril, 2020.
- No. 488 “Experimentos clásicos de economía. Evidencia de laboratorio de Perú”. Kristian López Vargas y Alejandro Lugon. Marzo, 2020.
- No. 487 “Investigación y desarrollo, tecnologías de información y comunicación e impactos sobre el proceso de innovación y la productividad”. Mario D. Tello. Marzo, 2020.
- No. 486 “The Political Economy Approach of Trade Barriers: The Case of Peruvian’s Trade Liberalization”. Mario D. Tello. Marzo, 2020.
- No. 485 “Evolution of Monetary Policy in Peru. An Empirical Application Using a Mixture Innovation TVP-VAR-SV Model”. Jhonatan Portilla Goicochea y Gabriel Rodríguez. Febrero, 2020.

- No. 484 “Modeling the Volatility of Returns on Commodities: An Application and Empirical Comparison of GARCH and SV Models”. Jean Pierre Fernández Prada Saucedo y Gabriel Rodríguez. Febrero, 2020.
- No. 483 “Macroeconomic Effects of Loan Supply Shocks: Empirical Evidence”. Jefferson Martínez y Gabriel Rodríguez. Febrero, 2020.
- No. 482 “Acerca de la relación entre el gasto público por alumno y los retornos a la educación en el Perú: un análisis por cohortes”. Luis García y Sara Sánchez. Febrero, 2020.
- No. 481 “Stochastic Volatility in Mean. Empirical Evidence from Stock Latin American Markets”. Carlos A. Abanto-Valle, Gabriel Rodríguez y Hernán B. Garrafa-Aragón. Febrero, 2020.
- No. 480 “Presidential Approval in Peru: An Empirical Analysis Using a Fractionally Cointegrated VAR2”. Alexander Boca Saravia y Gabriel Rodríguez. Diciembre, 2019.
- No. 479 “La Ley de Okun en el Perú: Lima Metropolitana 1971 – 2016.” Cecilia Garavito. Agosto, 2019.
- No. 478 “Peru’s Regional Growth and Convergence in 1979-2017: An Empirical Spatial Panel Data Analysis”. Juan Palomino y Gabriel Rodríguez. Marzo, 2019.

▪ *Materiales de Enseñanza*

- No. 5 “Matemáticas para Economistas 1”. Tessy Vázquez Baos. Abril, 2019.
- No. 4 “Teoría de la Regulación”. Roxana Barrantes. Marzo, 2019.
- No. 3 “Economía Pública”. Roxana Barrantes, Silvana Manrique y Carla Glave. Marzo, 2018.
- No. 2 “Macroeconomía: Enfoques y modelos. Ejercicios resueltos”. Felix Jiménez. Marzo, 2016.
- No. 1 “Introducción a la teoría del Equilibrio General”. Alejandro Lugon. Octubre, 2015.