

# Aspectos demográficos y convergencia regional de los ingresos en el Brasil: enfoque de datos de panel

Rubiane Daniele Cardoso de Almeida,  
Benjamin M. Tabak y Tito Belchior Silva Moreira

## Resumen

El marco de la convergencia condicional constituye la base teórica de distintos enfoques dinámicos de datos de panel, pero los resultados pueden variar significativamente dependiendo de las especificaciones, el método y el período de tiempo. Este artículo presenta los resultados empíricos fruto de aplicar diferentes enfoques de datos de panel para estudiar el impacto de los factores demográficos en el crecimiento regional de los 27 estados del Brasil entre 2000 y 2014. Los resultados indican que la estimación mediante el método generalizado de los momentos (MGM) probablemente sea más coherente y eficaz que los demás métodos estudiados. Los resultados también apuntan a una relación significativa y negativa entre las variables demográficas y el crecimiento económico regional. Se espera que este estudio contribuya a la literatura sobre el tema mediante la elaboración de un marco comparativo de modelos y el análisis de la demografía y el crecimiento económico del Brasil.

---

## Palabras clave

Crecimiento económico, desarrollo regional, ingresos, aspectos demográficos, tendencias demográficas, macroeconomía, modelos econométricos, Brasil

## Clasificación JEL

J11, O47, R1

## Autores

Rubiane Daniele Cardoso de Almeida es Pasante Posdoctoral en la Escuela de Políticas Públicas y Gobierno de la Fundación Getulio Vargas (FGV EPPG), Brasil. Correo electrónico: rubicardoso@yahoo.com.br.

Benjamin M. Tabak es Profesor e Investigador Superior en el Departamento de Economía de la Fundación Getulio Vargas (FGV), Brasil. Correo electrónico: benjaminm.tabak@gmail.com.

Tito Belchior S. Moreira es Profesor e Investigador Superior en el Departamento de Economía de la Universidad Católica de Brasilia (UCB), Brasil. Correo electrónico: titoeco@yahoo.com.br.

## I. Introducción

Es probable que las primeras reflexiones y debates sobre la convergencia de ingresos entre países surgieran inicialmente a lo largo de los siglos XVIII y XIX. Posteriormente, en el siglo XX, Solow (1956) y Swan (1956) desarrollaron una teoría completa sobre el crecimiento económico y la convergencia. Desde entonces, se han elaborado diferentes formulaciones, con múltiples aplicaciones metodológicas y econométricas.

Este estudio aborda la convergencia intrarregional, es decir, la convergencia de ingresos entre las regiones de un mismo país. Se analizan las 27 unidades federativas del Brasil: 26 estados y el Distrito Federal, donde se encuentra la capital, Brasilia<sup>1</sup>. La metodología econométrica utilizada se basa en modelos dinámicos de datos de panel, y compara cuatro de estos modelos. Además de estos métodos, se utilizan indicadores de desigualdad, como el coeficiente de Gini y el índice de Theil, así como el coeficiente de variación. Se utilizan métodos econométricos para hallar pruebas empíricas de convergencia  $\beta$  e indicadores de desigualdad para determinar si existe convergencia  $\sigma$ .

Existen pruebas incidentales que apuntan a que la desigualdad de ingresos, riqueza y oportunidades sigue aumentando en todo el mundo. Los datos del *Informe sobre desarrollo humano* de 2015 publicado por el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD, 2015), correspondientes a 2014, muestran que alrededor del 80% de la población mundial posee tan solo el 6% de la riqueza mundial. La novedad, sin embargo, es que entre 1990 y 2014 el número de personas que vive en la pobreza extrema en todo el mundo descendió de 1.900 millones a 836 millones. Además, según el mismo informe, en 2014 el Brasil obtuvo un índice de desarrollo humano ajustado por la desigualdad (IDH-D) de 0,56. Este valor es inferior al promedio de América Latina y el Caribe, que fue de 0,57. A este respecto, en un estudio reciente, King y Ramlogan-Dobson (2015) hallaron pruebas de que el crecimiento de casi todas las economías latinoamericanas está vinculado sistemáticamente al crecimiento económico de los Estados Unidos, pero que algunos países han convergido a niveles de ingresos relativos bastante bajos.

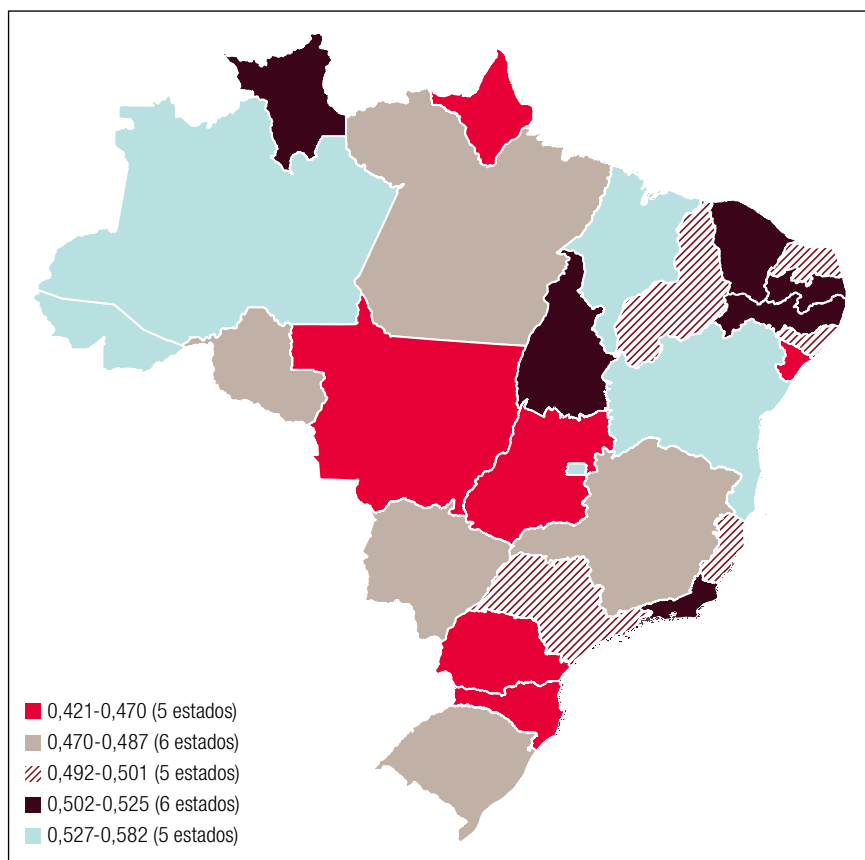
La actividad económica en el Brasil está muy concentrada geográficamente. La región Sureste, la segunda más pequeña del país, concentra más del 44% de la población y es responsable de más de la mitad del producto interno bruto (PIB) nacional. Sin embargo, si se comparan los años 2001 y 2012, se observa una caída de la cuota de PIB de la región Sudeste (del 59,1% al 54,9%) e incrementos en otras regiones como el Centro-Oeste, cuya cuota aumentó más de 1 punto porcentual. Este patrón puede ser indicativo de un proceso de desconcentración regional.

Al examinar los ingresos de la población activa en 2014, el Distrito Federal fue el estado que registró las peores tasas de desigualdad de ingresos del país. En el Distrito Federal, el coeficiente de Gini (que mide la concentración de los ingresos en un grupo determinado) fue de 0,58, seguido de los estados de Acre, Amazonas, Maranhão y Bahia, que arrojaron coeficientes de en torno al 0,53<sup>2</sup>. El estado con menor desigualdad del Brasil fue Santa Catarina, con un coeficiente de 0,42. El coeficiente general del Brasil fue de 0,60, lo que indica una gran disparidad entre regiones. El mapa 1 muestra los coeficientes de cada estado en 2014.

<sup>1</sup> Para simplificar, en este artículo nos referiremos colectivamente a las 27 unidades federativas del Brasil como estados.

<sup>2</sup> El coeficiente de Gini varía de 0 a 1. Cuanto más se acerque a 0, menor será la desigualdad de ingresos y cuanto más se acerque a 1, mayor será. Datos extraídos de IPEA (2022).

**Mapa 1**  
Estados del Brasil: coeficientes de Gini, 2014



**Fuente:** Elaboración propia sobre la base del Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), Ipeadata [en línea] <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>.

La existencia de un proceso de convergencia de los ingresos entre regiones es muy importante para estudiar el crecimiento económico y la desigualdad. Según Abramovitz (1986), los países tecnológicamente atrasados tienen el potencial de crecer más deprisa que los desarrollados, siempre que tengan la capacidad suficiente para aprovechar el nivel tecnológico de los países punteros. La pregunta es si los países pobres tienen tasas mayores de crecimiento que los ricos.

En este contexto, el objetivo del presente estudio es analizar el proceso de convergencia entre los estados brasileños de 2000 a 2014 mediante un enfoque de datos de panel dinámico. La contribución de este artículo a los debates de la literatura es la inclusión de variables demográficas para tratar de analizar su impacto en el crecimiento económico y la convergencia. Otra aportación de este artículo son los hallazgos empíricos basados en diferentes enfoques de datos de panel y diferentes métodos de estimación, con especial hincapié en el método generalizado de los momentos (MGM). La importancia de este tema radica en la posibilidad de proporcionar información clave a los responsables de la formulación de políticas.

Las observaciones de este análisis complementan los datos que ya existen sobre el Brasil. Entre los estudios más recientes, Cravo, Becker y Gourlay (2015) y Resende y otros (2016) ya encontraron convergencia  $\beta$  condicional anteriormente, pero a ritmos relativamente lentos. La principal diferencia metodológica con respecto a estos estudios es que en este trabajo se tiene en cuenta principalmente el efecto de las características demográficas de cada estado, mediante el modelo de efectos fijos,

mientras que la convergencia en los otros dos trabajos está condicionada a factores específicos como la educación, la densidad de población y las infraestructuras. El aumento de las tasas de convergencia en las estimaciones de efectos fijos (EF) coincide con Islam (1995), que atribuye la diferencia al sesgo de variables omitidas en las regresiones sin EF.

Resende y otros (2016) no se centran únicamente en la escala estatal, sino que también comparan sus resultados con los de otras unidades espaciales menos agregadas. Las diferencias, no obstante, son mínimas, lo que parece indicar que los resultados son válidos en un contexto general, independientemente de la escala del análisis. El análisis a varios niveles de Dapena y otros (2017) revela divergencias internas en los estados más desarrollados de la región Sudeste y en los estados del Nordeste. A escala nacional, sus estimaciones confirman los resultados positivos de convergencia relativa anteriores. Así pues, en este trabajo se complementa la literatura existente relativa al Brasil, ya que se aplica específicamente una perspectiva demográfica a la convergencia y el crecimiento mediante el MGM.

En resumen, los resultados muestran cambios relevantes en las características demográficas de las regiones brasileñas: los procesos migratorios han perdido intensidad y se producen a la inversa — las personas regresan a su región de origen —, y la fecundidad parece estar disminuyendo en todos los estados. Los datos empíricos muestran una influencia negativa de la densidad de población, la migración y las tasas de fecundidad en los ingresos per cápita. Aunque estas variables estén en transición, parecen demostrar la persistencia de algunas características socioeconómicas y culturales del Brasil.

Además de esta introducción, el documento consta de cuatro secciones: en la sección II se exponen los conceptos básicos de la convergencia y los datos empíricos al respecto; en la sección III se describen los datos y la estrategia empírica utilizados; en la sección IV se presentan los resultados de las pruebas de convergencia  $\sigma$  y convergencia  $\beta$ , y por último, en la sección V se resume el estudio y se exponen algunas consideraciones finales.

## II. Aspectos metodológicos

### 1. Teoría y estimación

En el reciente debate sobre el crecimiento económico y la convergencia de los ingresos, destacan dos enfoques teóricos de la investigación empírica. El primero remite al modelo propuesto por Solow (1956), que sugiere que las regiones más pobres tienden a crecer más deprisa que las más ricas debido a los rendimientos decrecientes de escala del capital nacional. El segundo enfoque se basa en el debate sobre la convergencia condicional, que trata de identificar los factores que impulsan el crecimiento económico, según Barro y Sala-i-Martin (1991). Para probar la condición de convergencia, estos autores añadieron al modelo básico de Solow (1956) un conjunto de variables relativas a las diferencias entre las distintas economías en estado estacionario. Este enfoque se basa en el supuesto de que solo habrá convergencia entre países o regiones si son similares entre sí.

Una crítica al modelo propuesto por Barro y Sala-i-Martin (1991) es que omite los efectos no observables o los considera insignificantes. Islam (1995) propone un método que tiene en cuenta las diferentes funciones de producción de las economías, lo que puede salvar este tipo de problemas. Este comprende un modelo dinámico de datos de panel cuya ecuación incluye los efectos inobservables de los países. Islam (1995) compara sus resultados con los de Mankiw, Romer y Weil (1992) y presta especial atención a los cambios que se producen al incluir los efectos específicos.

Para este estudio, se optó por un modelo dinámico de datos de panel basado en Islam (1995), en el que la variable dependiente rezagada capta el comportamiento autorregresivo de los ingresos a corto plazo. Como muestra Islam (1995), el modelo puede escribirse como:

$$Lny_{i,t} = \gamma Lny_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{it} + \eta_t \mu_i + v_{it} \quad (1)$$

donde  $\gamma = e^{-\lambda t}$ ,  $\lambda = -\frac{\ln \gamma}{\tau}$  es la velocidad de convergencia y  $\tau$  la variación en el tiempo, y los parámetros  $\mu_i$  y  $\eta_t$  son específicos de cada estado y cada año, respectivamente. El vector  $X_{it}$  representa las características estructurales de cada región. La velocidad de convergencia puede interpretarse mejor mediante la definición de semivida: la mitad del tiempo que tarda una economía en alcanzar la mitad de la distancia que la separa de su estado estacionario.

Islam (1995) utilizó el método de la variable ficticia de mínimos cuadrados (LSDV) en la versión dinámica. Como señala Roodman (2006), el enfoque de datos de panel es mejor que la regresión transversal, ya que permite controlar la endogeneidad y el sesgo de las variables omitidas. Sin embargo, el método LSDV puede no eliminar el sesgo existente en el caso de una estimación dinámica de panel, ya que la variable dependiente rezagada tiene una correlación negativa con el término de error, lo que subestima el valor del coeficiente.

De hecho, Caselli, Esquivel y Lefort (1996) ya plantearon el problema de la endogeneidad de las variables explicativas omitido por Islam (1995). Como solución al problema identificado en Islam (1995), los autores propusieron el uso de una estimación del MGM desarrollada por Arellano y Bond (1991). En este trabajo, además de los métodos clásicos —mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y variable ficticia de mínimos cuadrados (LSDV)—, se estiman los siguientes modelos: mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E) o variables instrumentales (VI) de Anderson y Hsiao (1981), MGM en diferencia de Arellano y Bond (1991), y MGM en sistema de Blundell y Bond (1998), que sigue la estructura de análisis propuesta por Roodman (2006). Así pues, la intención es proporcionar un marco comparativo de las estimaciones para encontrar el modelo más coherente para la muestra, prestando atención especial a las variables demográficas.

## 2. Datos

Se compiló un conjunto de datos de los 27 estados brasileños, correspondientes al período entre 2000 y 2014<sup>3</sup>. Para seleccionar las variables, el objetivo fue incluir las utilizadas tradicionalmente en el análisis de los modelos de crecimiento y convergencia, a las que añadimos algunas variables demográficas —proporción de población urbana con respecto a la población total, densidad de población, migración y fecundidad (véase el cuadro 1)—. Las principales fuentes de datos fueron el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE) y la base de datos Ipeadata del Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA). La variable económica considerada es el PIB per cápita, que es la variable clásica utilizada en los modelos de crecimiento. Se incluye, además, una variable indirecta relativa al capital humano: la proporción de trabajadores formales con educación secundaria o superior. El objetivo de incluir esta variable es analizar cómo influye la cualificación de la mano de obra en el crecimiento. Por su parte, la variable del empleo está representada por el porcentaje de la población total que trabaja. Por último, los gastos de capital en proporción con el PIB de cada estado se utilizan como indicador indirecto de la inversión pública.

<sup>3</sup> Estados brasileños: Acre (AC), Alagoas (AL), Amapá (AP), Amazonas (AM), Bahia (BA), Ceará (CE), Distrito Federal (DF), Espírito Santo (ES), Goiás (GO), Maranhão (MA), Mato Grosso (MT), Mato Grosso do Sul (MS), Minas Gerais (MG), Pará (PA), Paraíba (PB), Paraná (PR), Pernambuco (PE), Piauí (PI), Río de Janeiro (RJ), Río Grande do Norte (RN), Río Grande do Sul (RS), Rondônia (RO), Roraima (RR), Santa Catarina (SC), São Paulo (SP), Sergipe (SE) y Tocantins (TO).

**Cuadro 1**  
Resumen de las estadísticas

Descripción		Promedio	Desviación típica	Mín.	Máx.	Fuente
<b>Variable dependiente</b>						
PIB	PIB per cápita (En reales)	16 016	10 337	4 477	64 013	Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), Ipeadata Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE)
<b>Variables independientes</b>						
Capital humano	Indicador indirecto para el capital humano: proporción de trabajadores formales con educación secundaria o superior	0,243	0,108	0,070	0,654	IBGE
Inversión	Gastos de capital con respecto al PIB (En reales)	31 269	22 686	7 993	130 681	Ipeadata
Empleo	Proporción de personas empleadas con respecto a la población total	0,410	0,068	0,254	0,526	Ipeadata
Urbanización	Proporción de población urbana con respecto a la población total	0,808	0,097	0,587	1,000	IBGE
Densidad de población	Densidad demográfica: habitantes por kilómetro cuadrado	66 634	101 080	1 546	483 258	IBGE
Migración	Tasa de migración: proporción de residentes no pertenecientes al estado con respecto a la población total	0,194	0,136	0,038	0,537	IBGE
Fecundidad	Tasa de fecundidad: nacidos vivos por mujer de 15 a 49 años	2,219	0,471	1,583	3,696	IBGE

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** El cuadro muestra el promedio, la desviación típica y los valores mínimo y máximo de las principales variables entre 2000 y 2014. El número de observaciones es igual a 27 en cada año.

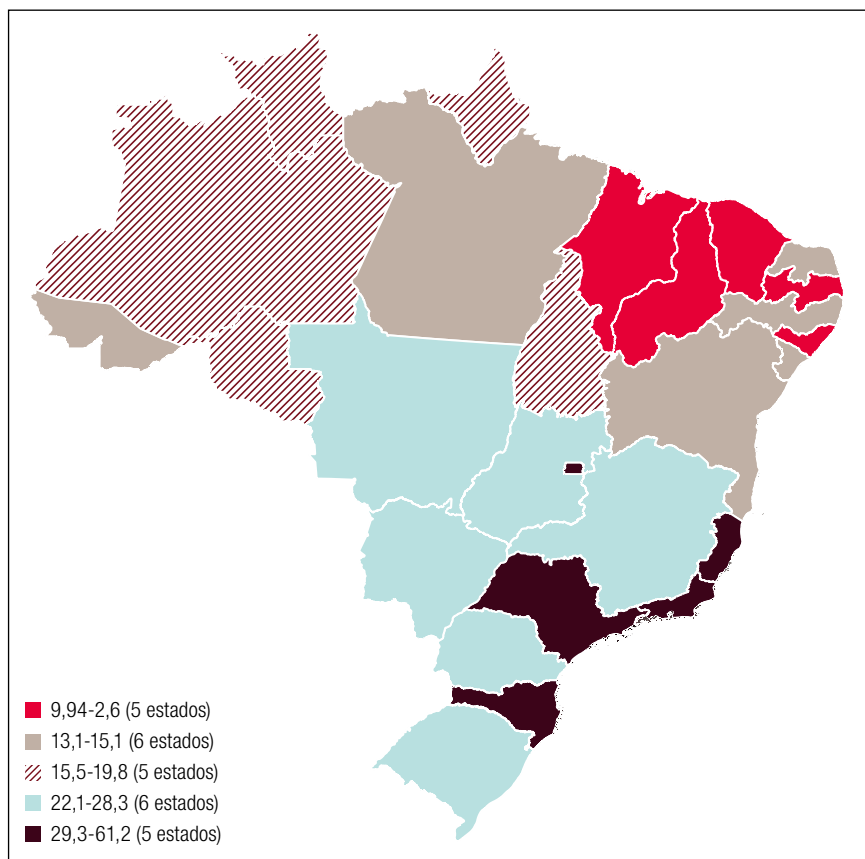
Las variables demográficas son: la proporción de la población que vive en ciudades; la densidad de población expresada en habitantes por kilómetro cuadrado; la migración, expresada como el número de habitantes no nacidos en un estado con respecto a su población total, y la tasa de fecundidad, es decir, el número de niños nacidos de mujeres en edad de procrear (de 15 a 49 años). Estas variables se seleccionaron para comprobar el impacto de las características demográficas de cada región en el crecimiento económico y la convergencia.

Para tener en cuenta las posibles fluctuaciones del ciclo económico y evitar captar el crecimiento a corto plazo, se utilizan los promedios trienales de las variables. Como la serie abarca 15 años, el resultado son cinco puntos temporales, al igual que en Islam (1995). Las estadísticas descriptivas se muestran en el cuadro 1. Con el fin de seguir la metodología clásica de los modelos de convergencia, se utiliza el logaritmo natural para todas las variables. Según Wooldridge (2010), en algunos casos la transformación logarítmica puede aliviar los problemas de heteroscedasticidad. También puede reducir la amplitud de los valores de las variables, de modo que las estimaciones sean menos sensibles a los valores atípicos.

El mapa 2 muestra la distribución espacial de la variable PIB per cápita en 2014.

En general, los estados de las regiones Norte y Nordeste registran los PIB per cápita más bajos, mientras que los estados de las regiones Sur y Sudeste presentan los valores más elevados. Por lo tanto, parece que los estados que tienen un PIB más alto o ingresos mayores están rodeados a su vez de estados ricos similares, y viceversa. Esto puede deberse a la interacción socioeconómica entre regiones vecinas —difusión tecnológica indirecta, movilidad laboral, economías de escala— o tal vez a políticas macroeconómicas y características socioculturales.

**Mapa 2**  
Estados del Brasil: distribución espacial del PIB per cápita, 2014  
(En miles de reales)



**Fuente:** Elaboración propia.

### III. Resultados

Un hecho que se repite mucho en los estudios sobre el tema es que el análisis de la convergencia utiliza dos medidas principales —convergencia  $\sigma$  y  $\beta$ —, que son diferentes, pero también complementarias. Estos dos enfoques adquirieron relevancia principalmente a través del trabajo seminal de Barro y Sala-i-Martin (1992). Como ninguna de las convergencias implica necesariamente la otra, y puesto que cada una tiene sus propias virtudes, estamos de acuerdo con Young, Higgins y Levy (2008) en que merece la pena estudiar y comparar ambas.

#### 1. Convergencia $\sigma$

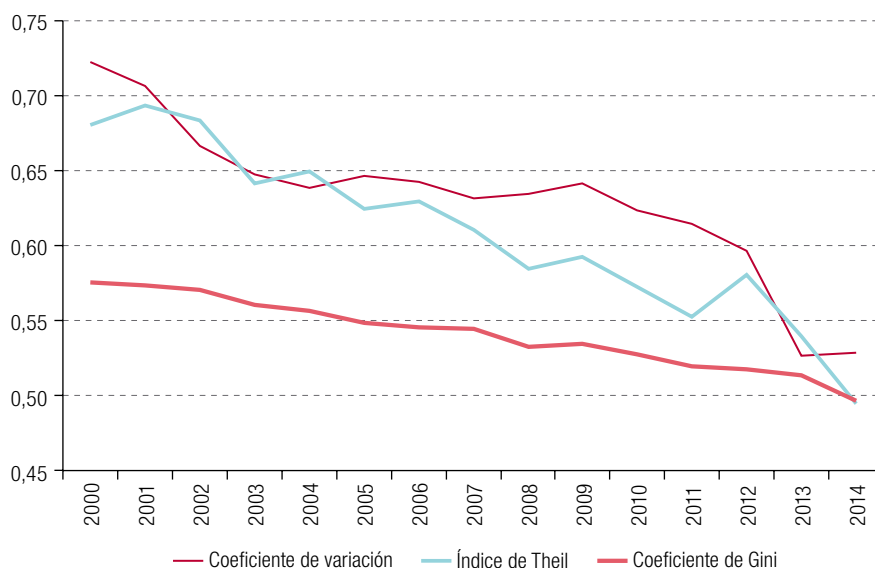
Desde los primeros estudios sobre las desigualdades regionales, como los de Kuznets (1955) y Williamson (1965), la convergencia entre territorios ya atraía la atención de los investigadores del área y ha seguido haciéndolo. En aquellos estudios iniciales, se utilizaba un índice similar a la desviación típica para medir la dispersión de los ingresos, conocido hoy como convergencia  $\sigma$ . Este se convirtió entonces en el concepto más simple de convergencia y, según Barro y Sala-i-Martin (1991), puede entenderse como la dinámica continua de reducción de las diferencias entre los ingresos regionales,

que conduce a una dispersión y una desigualdad menores entre las economías. El concepto literal de convergencia  $\sigma$  fue introducido por Barro (1991).

La desviación típica, sin embargo, no es una medida adecuada para comparar variables que se miden a diferentes escalas, o ni siquiera cuando la escala de una misma variable cambia significativamente con el tiempo. El coeficiente de variación, que se define como la desviación típica con respecto al promedio de una variable, es independiente de la magnitud absoluta de la variable y es, por tanto, una medida más adecuada para comprobar la convergencia.

Otra forma de obtener pruebas de este proceso sería observar el comportamiento de los indicadores de desigualdad de los ingresos. Estos indicadores pueden demostrar si las diferencias entre los ingresos de los distintos estados han aumentado o disminuido a lo largo de un período de tiempo. El gráfico 1 muestra los principales indicadores de desigualdad de los ingresos: el coeficiente de Gini, el índice de Theil y el coeficiente de variación. El coeficiente de Gini y el índice de Theil son similares y varían entre cero y uno. El valor cero corresponde a una igualdad completa entre los ingresos, mientras que el valor uno corresponde a una desigualdad completa entre los ingresos.

**Gráfico 1**  
Estados del Brasil: indicadores de desigualdad de los ingresos, media estatal, 2000-2014



**Fuente:** Elaboración propia.

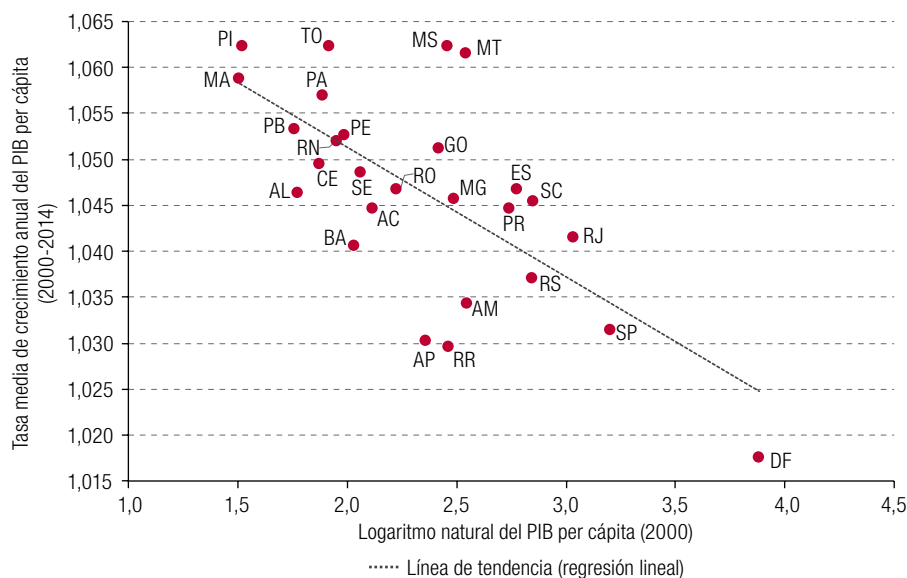
**Nota:** El número de observaciones es igual a 27 en cada año. Se toma el valor medio.

Como se muestra en el gráfico 1, la tendencia general a lo largo del tiempo es a la baja. Aunque de 2004 a 2009 el coeficiente de variación parecía mostrar cierta estabilidad, en 2009 comenzó a descender de nuevo. El índice Theil es el más inestable, ya que muestra varios picos a lo largo del período, pero también posee una tendencia general a la baja: al principio del período, el indicador se situaba en torno a 0,68 y, al final, había descendido hasta 0,50. El coeficiente de Gini también muestra una disminución a lo largo del período, aunque menos pronunciada, pero con una tendencia más lineal que los demás indicadores. En conjunto, estos indicadores demuestran en cierta medida la presencia de convergencia  $\sigma$ . En un estudio reciente sobre las provincias de China, Tian y otros (2016) también utilizan el coeficiente de variación para analizar la convergencia  $\sigma$  y constatan una reducción con el tiempo de la dispersión de los ingresos.

## 2. Convergencia $\beta$

Antes de analizar los resultados empíricos obtenidos para la convergencia, el gráfico 2 facilita el análisis del proceso de convergencia según Barro y Sala-i-Martin (1991), al mostrar la relación entre el logaritmo natural del PIB per cápita en 2000 y su tasa media de crecimiento anual entre 2000 y 2014. Para ilustrar esta relación con mayor claridad, se ha trazado una línea de tendencia, que muestra la regresión lineal. La relación decreciente muestra que los estados con valores iniciales más altos experimentan menores tasas de crecimiento en esta variable. Este comportamiento es típico de los procesos de convergencia.

**Gráfico 2**  
Estados del Brasil<sup>a</sup>: tasa media de crecimiento del PIB per cápita, 2000-2014  
y logaritmo natural del PIB per cápita en 2000  
(En porcentajes y logaritmos naturales)



**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** El gráfico muestra una regresión lineal simple entre las dos variables consideradas.

<sup>a</sup> Estados brasileños: Acre (AC), Alagoas (AL), Amapá (AP), Amazonas (AM), Bahia (BA), Ceará (CE), Distrito Federal (DF), Espírito Santo (ES), Goiás (GO), Maranhão (MA), Mato Grosso (MT), Mato Grosso do Sul (MS), Minas Gerais (MG), Pará (PA), Paraíba (PB), Paraná (PR), Pernambuco (PE), Piauí (PI), Rio de Janeiro (RJ), Rio Grande do Norte (RN), Rio Grande do Sul (RS), Rondônia (RO), Roraima (RR), Santa Catarina (SC), São Paulo (SP), Sergipe (SE) y Tocantins (TO).

Los estados con mayor rezago económico al comienzo del período y con mayores tasas de crecimiento son Piauí, Maranhão y Pernambuco, que forman parte de la región Nordeste. Algunas de las características que pueden haber influido en el proceso de convergencia en esa región son: i) las políticas de redistribución de los ingresos, principalmente a través del programa de ayudas directas Bolsa Família para las familias más pobres iniciado en 2003; ii) la expansión de la frontera agrícola en la ecorregión de sabana tropical de El Cerrado, en el Brasil oriental, sobre todo en lo que respecta a la soja, la fruticultura de regadío y la diversificación de las exportaciones; iii) la expansión del crédito, sobre todo del crédito residencial, a través del programa Minha Casa, Minha Vida (en 2006, los préstamos equivalían al 26% del PIB de la región y en 2010, al 49%), y iv) la estabilidad económica alcanzada mediante la aplicación del Plan Real, que buscaba lograr una inflación baja para aumentar el poder adquisitivo de la población de bajos ingresos y ayudar a reducir la desigualdad social.

Se llevaron a cabo pruebas para la convergencia  $\beta$  condicional en las que se incluyeron características de cada estado, como se ilustra en los cuadros 2 y 3. Mediante la adopción de un

enfoque comparativo y sobre la base de la literatura analizada, se utilizaron los siguientes modelos: MCO, EF, VI (Anderson y Hsiao, 1981), MGM en diferencia y MGM en sistema. La variable dependiente es el logaritmo natural del PIB per cápita. El cuadro 2 muestra los resultados del modelo sin las variables demográficas. El cuadro 3 muestra los resultados con las variables demográficas.

**Cuadro 2**  
Análisis de convergencia  $\beta$

	Variable dependiente: $\ln(\text{PIB})_{i,t}$				
	MCO	EF	VI	MGM en sistema	MGM en diferencia
$\ln(\text{PIB})_{i,t-1}$	0,910*** (0,029)	0,582*** (0,078)	0,852** (0,410)	0,842*** (0,047)	0,615*** (0,104)
Capital humano	0,071* (0,038)	0,282*** (0,054)	0,284*** (0,091)	0,139** (0,051)	0,252*** (0,075)
Inversión	0,009 (0,011)	0,046 (0,028)	0,037 (0,034)	-0,003 (0,016)	0,027 (0,027)
Empleo	0,162*** (0,045)	0,204 (0,155)	0,299 (0,262)	0,229*** (0,063)	0,431 (0,183)
Constante	0,583*** (0,162)	1,629*** (0,325)	-0,103 (0,086)	0,952 (0,262)	-
R <sup>2</sup>	0,988	0,939	-	-	-
$\lambda$ implícito	0,031	0,180	0,053	0,057	0,162
Semivida	22,04	3,84	12,98	12,09	4,22
Observaciones	108	108	108	108	108
Instrumentos	-	-	-	13	9
Prueba de Hansen				10,78 [0,21]	10,70 [0,05]
Prueba de Arellano y Bond (2)				0,23 [0,81]	0,95 [0,34]

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** Errores estándar entre paréntesis. Valor  $p$  entre corchetes. Factor de inflación de la varianza máximo ( $\text{VIF}_{\text{máx}}$ ) = 5,05; Prueba de heteroscedasticidad:  $\chi^2(1) = 0,15$ ,  $p < 0,696$ . Prueba de Wald para el modelo de EF:  $\chi^2(27) = 777$ ,  $p < 0,001$ . Las estimaciones del MGM (las dos últimas columnas) se realizaron en robusto de dos pasos, con un límite de cuatro rezagos para evitar la proliferación de instrumentos. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

Las estimaciones proporcionan resultados positivos de la presencia de convergencia  $\beta$ , lo que significa que solo convergerán al mismo estado estacionario si son similares entre sí. Los coeficientes obtenidos para la variable de ingresos iniciales son superiores a 0 e inferiores a 1, y estadísticamente significativos a menos del 1%, excepto en el modelo de VI. Sin embargo, Islam (1995) subrayó en su estudio que el uso del MCO para medir la convergencia  $\beta$  podría no ser la metodología más apropiada. Este estimador sería coherente si los efectos individuales de cada estado fueran capturados por el término de error y si no estuviera correlacionado con las variables explicativas. Como se analiza en Islam (1995), una forma de abordar los efectos individuales sería a través del estimador de EF. Sin embargo, en el caso del panel dinámico, este método puede generar estimadores poco fiables, ya que la variable dependiente rezagada está correlacionada con el promedio de los errores.

Dada la dificultad de encontrar buenos instrumentos para las variables que presentan problemas, Roodman (2006) señala que los investigadores a menudo se ven ante la necesidad de diseñar instrumentos a partir del propio conjunto de datos. Tal fue el caso de esta investigación.

Según Ding, Haynes y Liu (2008), al no considerar los efectos temporales y regionales no observados, la estimación de MCO tiende a inclinar al alza el coeficiente de la variable dependiente rezagada, dada su correlación con el error. Roodman (2006) muestra que, aunque la estimación de EF es mejor que la de MCO, no elimina el sesgo del panel dinámico, ya que sigue habiendo una correlación negativa entre la variable dependiente rezagada y el término de error, lo que inclina a la baja el valor

del coeficiente. Por lo tanto, el verdadero valor del coeficiente de la variable dependiente rezagada debe situarse entre los valores hallados por las estimaciones de MCO y LSDV, que sirven de límite o intervalo. Así pues, un coeficiente estimado para la variable dependiente rezagada que se sitúe dentro de este intervalo ofrece cierta fiabilidad.

Como punto de partida, la forma más sencilla de incorporar cualquier instrumento a una regresión es utilizar el método de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E), que remite a los estimadores instrumentales (VI) de Anderson y Hsiao (1981). Este modelo se estimó en primera diferencia utilizando un instrumento para la variable dependiente rezagada, como  $\Delta y_{i,t-2} = y_{i,t-2} - y_{i,t-3}$ .

**Cuadro 3**  
Análisis de convergencia  $\beta$  (incluidas las variables demográficas)

	Variable dependiente: $\ln(\text{PIB})_{i,t}$				
	MCO	EF	VI	MGM SIS	MGM DIF
$\ln(\text{PIB})_{i,t-1}$	0,909*** (0,030)	0,433*** (0,085)	0,666** (0,310)	0,779*** (0,088)	0,610*** (0,141)
Capital humano	0,047 (0,034)	0,147*** (0,061)	0,286*** (0,095)	0,152** (0,077)	0,179*** (0,056)
Inversión	0,007 (0,014)	0,043* (0,025)	0,037 (0,032)	-0,017 (0,030)	0,026 (0,028)
Empleo	0,090 (0,067)	0,280 (0,182)	0,413 (0,273)	0,216** (0,103)	0,641*** (0,140)
Densidad	-0,007 (0,005)	-0,551* (0,294)	-0,825 (0,530)	-0,008 (0,006)	-0,878** (0,332)
Urbanización	-0,039 (0,081)	0,070 (0,157)	-0,078 (0,286)	0,105 (0,114)	-0,134 (0,201)
Migración	0,014 (0,010)	-0,116 (0,091)	-0,081 (0,126)	0,029* (0,016)	-0,266** (0,102)
Fecundidad	-0,144** (0,072)	-0,990*** (0,224)	-0,110 (0,458)	-0,106 (0,090)	-0,674** (0,302)
Constante	0,639*** (0,177)	4,212*** (1,158)	-0,103 (0,086)	1,350** (0,515)	-
R <sup>2</sup>	0,989	0,953	-	-	-
$\lambda$ implícito	0,031	0,279	0,053	0,083	0,164
Semivida	21,79	2,48	12,98	8,32	4,20
Observaciones	108	108	108	108	108
Instrumentos				17	13
Prueba de Hansen				12,03 [0,21]	9,01 [0,10]
Prueba de Arellano y Bond (2)				0,16 [0,87]	0,67 [0,50]

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** Errores estándar entre paréntesis. Valor  $p$  entre corchetes. Factor de inflación de la varianza máximo ( $\text{VIF}_{\text{máx}}$ ) = 9,34; Prueba de heteroscedasticidad:  $\chi^2(1) = 0,71$ ,  $p < 0,399$ . Prueba de Wald para el modelo de EF:  $\chi^2(27) = 632$ ,  $p < 0,001$ . Las estimaciones del MGM (las dos últimas columnas) se realizaron en robusto dedos pasos, con un límite de cuatro rezagos para evitar la proliferación de instrumentos. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

El presente análisis se centra en los estimadores del MGM porque, según la literatura, pueden presentar una mayor coherencia. Los resultados que figuran en las dos últimas columnas del cuadro 2 indican convergencia de ingresos. Roodman (2006) recuerda que la prueba estadística de Sargan es un caso especial del estadístico de Hansen bajo el supuesto de homocedasticidad. Por lo tanto, para la estimación del MGM robusta, la prueba de Sargan es incoherente. Así pues, teniendo en cuenta el estadístico de Hansen presentado en el cuadro 2, los instrumentos utilizados en los modelos del MGM son válidos. Considerando los modelos del MGM en diferencia y MGM en sistema, la velocidad de

convergencia estimada en el cuadro 2 es del 5% al 16%, lo que indica que el tiempo necesario para que los estados alcancen la mitad de la distancia a su estado estacionario es de 4 a 12 años. Como era de esperar, las variables indirectas del capital humano y del empleo tienen un impacto positivo en los ingresos per cápita.

En el cuadro 3, al añadir las variables demográficas, observamos que la velocidad de convergencia aumenta y se sitúa entre el 8% y el 16% para los modelos del MGM. La semivida pasa a un intervalo de entre 4 y 8 años. Es importante destacar que estos resultados son más elevados que los encontrados por Barro y Sala-i-Martin (1990 y 1995), que se situaban en torno al 2% para las regiones europeas y los estados norteamericanos. Este hecho puede contribuir a la teoría de que las regiones más pobres crecen más rápidamente que las más ricas. En estudios recientes, Mishra y Mishra (2018) y Tian y otros (2016) también encuentran pruebas de convergencia en regiones de la India y China, respectivamente.

En el caso del modelo del MGM en diferencia, las variables que representan el capital humano y el trabajo siguen teniendo un impacto positivo en los ingresos. Con este modelo, no hay cambios significativos en la velocidad de convergencia cuando se añaden las variables de interés. Las variables demográficas —densidad de población, migración y fecundidad— parecen influir en los ingresos, como era de esperar. La densidad de población tiene un impacto negativo, es decir, cuantas más personas hay por kilómetro cuadrado menores son los ingresos per cápita, lo que sugiere que es preferible que las poblaciones no se aglomeren en grandes zonas urbanas. Pero esta variable también puede referirse al crecimiento de la población, que naturalmente está correlacionado negativamente con los ingresos si estos no crecen a la misma velocidad.

La variable de la tasa de fecundidad tiene un impacto negativo en los ingresos. En el Brasil, la tasa de fecundidad está disminuyendo debido a la mayor participación de la mujer en el mercado laboral y a la idea de que las familias prósperas tienen pocos hijos. En 2000, la tasa global de fecundidad (TGF) del país era de 2,36. En 2014, había descendido a 1,79, un valor inferior a la tasa de reemplazo de la población. Existen dos supuestos, complementarios entre sí, relacionados con esta correlación negativa entre los ingresos y la fecundidad. En el primero, los estados con ingresos menores son los que presentan las tasas de fecundidad más elevadas, a pesar de que la fecundidad haya disminuido en todos los estados en el período analizado. En el segundo, históricamente, cuanto mayores son los ingresos de una región, menor tiende a ser la tasa de fecundidad. De hecho, sobre la base de los valores promedios del período, el Distrito Federal es el estado con los mayores ingresos per cápita y menor tasa de fecundidad (1,75).

Según los datos del IBGE (censos de 2000 y 2010), la educación y el nivel de ingresos son factores cruciales para la TGF. Entre las mujeres sin estudios o con hasta tres años de escolarización, la TGF descendió de 3,8 a 3,0 entre 2000 y 2010. Entre las que tienen entre cuatro y ocho años de escolarización, el descenso fue de 2,8 a 2,6. Por el contrario, entre las mujeres con educación secundaria, (de 9 a 11 años de escolarización), las estimaciones de la TGF muestran un aumento de 1,6 a 1,8 durante el mismo período. Por último, en el caso de las que tienen 12 o más años de escolarización, el valor aumentó de 1,1 a 1,2. En cuanto a los niveles salariales, se produjo una caída de la TGF en todos los estratos de ingresos, pero la caída fue más acusada entre los estratos de renta más baja. En 2010, la TGF entre las mujeres con ingresos de uno a dos salarios mínimos fue de 1,3, y de 1,1 entre las que tenían ingresos de más de dos salarios mínimos. Estas TGF se denominan niveles mínimos de fecundidad y son comparables a los de países europeos con una fecundidad muy baja, como Italia y Portugal (véanse Kohler, Billari y Ortega, 2002; Morgan, 2003; Breton y Prioux, 2009).

Cabe destacar que, entre los dos años del censo (2000 y 2010), la muestra de mujeres en edad de procrear (entre 15 y 49 años) aumentó de 46 a 53 millones. Los niveles de escolarización también experimentaron cambios significativos: el número de mujeres con 9 a 11 años de escolarización aumentó de 13 a 20 millones y el número de mujeres con más de 12 años de escolarización aumentó de 4 a 10 millones. Por el contrario, el número de mujeres con ocho o menos años de escolarización disminuyó.

La migración es un recurso importante que las personas emplean para mejorar su bienestar económico y su calidad de vida. Por ello, los movimientos netos de población tienden a dirigirse hacia zonas prósperas que ofrecen mejores perspectivas en lo que respecta a los ingresos reales. Aunque se considera que la migración es un mecanismo para reducir las diferencias espaciales de ingresos (McCann, 2001), los efectos pueden depender de las características de los migrantes, como su capacidad emprendedora y si sus aptitudes pueden contribuir al crecimiento económico de su destino (Poot, 2008). En el modelo del MGM en diferencia, esta variable tiene un impacto negativo en los ingresos, lo que quizá signifique que las características de los migrantes son un factor crítico. De hecho, en el Brasil, muchas familias de bajos ingresos, principalmente de las regiones Norte y Nordeste, emigran en busca de una vida mejor.

Sin embargo, según datos del IBGE, entre 2000 y 2010 la migración entre las regiones del país se ralentizó, y los estados de la región Nordeste, además de retener población, empezaron a registrar migrantes que regresaban del centro o del sur del país. En 2009, los estados del Nordeste que registraron la migración de retorno más significativa — más del 20% del total de inmigrantes — fueron Pernambuco, Sergipe, Rio Grande do Norte y Paraíba. Mientras São Paulo y Río de Janeiro han empezado a recibir menos inmigrantes en la última década, otros estados que antes registraban grandes flujos de salida han empezado a perder menos población, como es el caso de Piauí y Alagoas. Bahía y Maranhão siguieron registrando una migración neta negativa, pero sus flujos también disminuyeron<sup>4</sup>.

Aunque, desde la década de 1990, en el ámbito de los estudios sobre el crecimiento económico se han publicado varios trabajos acerca de la influencia de la migración interna en la convergencia de los ingresos per cápita, la literatura actual sobre los efectos de la migración sigue sin ofrecer resultados concluyentes. Estos resultados pueden depender de las características del estudio, sus metodologías de investigación, el tipo de datos usados y la escala espacial de medición en la que se haya realizado la investigación.

Por último, hay otras consideraciones importantes. Dado que el objetivo de esta investigación era probar la hipótesis de convergencia de los ingresos e intentar determinar el método de estimación más adecuado para ello, los resultados no deben considerarse definitivos, sino más bien un estímulo para nuevos estudios sobre el tema. Aunque la especificación del MGM indica un análisis más robusto, Roodman (2006) subraya que esta metodología debería utilizarse en el caso de paneles con un  $T$  (período) pequeño y un  $N$  (individuos) grande para obtener mejores resultados. No obstante, no define con precisión qué es un número “grande” de individuos. En cualquier caso, otros estudios utilizan el mismo método con un número reducido de individuos, como Ding, Haynes y Liu (2008) y Cabral y Varella Mollick (2012). Esto corrobora la pertinencia del método y la posibilidad de obtener resultados más coherentes sobre el crecimiento económico y la convergencia de los ingresos.

## IV. Conclusiones

En este artículo se analiza el proceso de convergencia entre los estados brasileños teniendo en cuenta el impacto de las variables demográficas en los ingresos. Se examina el proceso de convergencia  $\sigma$  a través de varios indicadores de desigualdad, y el proceso de convergencia  $\beta$  mediante modelos econométricos, para establecer un marco comparativo.

En general, los resultados muestran una convergencia económica favorable en el período de 2000 a 2014. En el análisis de convergencia  $\sigma$ , los indicadores muestran una trayectoria decreciente en su dispersión, lo que indica que los estados brasileños se han vuelto, en promedio, más iguales

<sup>4</sup> Datos de la Encuesta Nacional de Domicilios (PNAD) de 2009 y de los censos de 2000 y 2010 (IBGE, 2022a y 2022b).

económicamente. En el análisis también se encontró convergencia  $\beta$ . Las variables relativas a la educación y el empleo mostraron una correlación positiva con los ingresos, como era de esperar.

El análisis gráfico revela que los estados con los mayores índices de convergencia se encuentran en la región Nordeste. Los factores clave en la mejora de las condiciones sociales han sido las importantes transferencias de ingresos por parte del Gobierno a través de programas sociales, la estabilidad económica gracias a la implementación del Plan Real, la expansión del sector agrícola y el aumento de la oferta de crédito.

Además, los resultados confirman la relación negativa entre el crecimiento económico y la fecundidad. Dadas la diversidad y la desigualdad regionales, esto puede indicar que las tasas de fecundidad más elevadas siguen dándose entre las poblaciones más pobres de los estados. Por lo tanto, es necesario que los responsables políticos se aseguren de incorporar cuidadosamente la transición demográfica y sus efectos sociales y económicos al diseño de las políticas.

En cuanto a la migración, el panorama demográfico está cambiando. Los procesos migratorios son menos intensos y se producen a la inversa —las personas regresan a su región de origen—, y la fecundidad parece estar disminuyendo en todos los estados. Aun así, el impacto de la migración en los ingresos sigue siendo negativo, lo que quizá indique ciertas características concretas en este grupo de población, sobre todo en lo relativo a su escolarización, que tal vez sea más limitada.

Según nuestra lectura de los datos, es muy probable que existan varios estados estacionarios en las regiones brasileñas, fruto de su considerable diversidad económica y cultural. Por lo tanto, la confirmación de que existe un proceso de convergencia no supone necesariamente que vaya a haber una reducción de las disparidades. Sin otras iniciativas de desarrollo regional, es probable que las desigualdades económicas regionales persistan.

Las principales contribuciones de esta investigación son la aportación de pruebas empíricas que confirman la presencia de convergencia de los ingresos en un período reciente, la comparación de diversos métodos de estimación y la atención prestada a factores demográficos específicos. Entre estos factores, la tasa de migración y la tasa de fecundidad son particularmente importantes, ya que históricamente la economía brasileña ha registrado altos niveles de ambas pero recientemente han sufrido cambios significativos. Además, los resultados empíricos parecen indicar que las altas tasas de fecundidad de las mujeres más pobres afectan al PIB. Por último, se propone que en futuros estudios sobre el tema se examinen otros niveles geográficos.

## Bibliografía

- Abramovitz, M. (1986), "Catching up, forging ahead, and falling behind", *The Journal of Economic History*, vol. 46, N° 2, junio.
- Anderson, T. W. y C. Hsiao (1981), "Estimation of dynamic models with error components", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 76, N° 375, septiembre.
- Arellano, M. y S. Bond (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *The Review of Economic Studies*, vol. 58, N° 2, abril.
- Barro, R. J. (1991), "Economic growth in a cross section of countries", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, N° 2, mayo.
- Barro, R. J. y X. Sala-i-Martin (1995), *Economic growth*, Nueva York, McGraw-Hill.
- (1992), "Convergence", *Journal of Political Economy*, vol. 100, N° 2, abril.
- (1991), "Convergence across states and regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1.
- (1990), "Economic growth and convergence across the United States", *Working Paper*, N° 3419, Cambridge, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Blundell, R. y S. Bond (1998), Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, vol. 87, N° 1, noviembre.

- Breton, D. y F. Prioux (2009), "The one-child family: France in the European context", *Demographic Research*, vol. 20, N° 27, junio.
- Cabral, R. y A. Varella Mollick (2012), "Mexico's regional output convergence after NAFTA: a dynamic panel data analysis", *The Annals of Regional Science*, vol. 48, N° 3, junio.
- Caselli, F., G. Esquivel y F. Lefort (1996), "Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics", *Journal of Economic Growth*, vol. 1, N° 3, septiembre.
- Cravo, T. A., B. Becker y A. Gourlay (2015), "Regional growth and SMEs in Brazil: a spatial panel approach", *Regional Studies*, vol. 49, N° 12.
- Dapena, A. D. y otros (2017), "Convergence in Brazil: new evidence using a multilevel approach", *Applied Economics*, vol. 49, N° 50.
- Ding, L., K. E. Haynes e Y. Liu (2008), "Telecommunications infrastructure and regional income convergence in China: panel data approaches", *The Annals of Regional Science*, vol. 42, N° 1, enero.
- IBGE (Instituto Brasileiro de Geografía y Estadística) (2022a), "PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios" [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9127-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios.html?edicao=18338&t=microdados>.
- (2022b), "Censo Demográfico" [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/22827-censo-2020-censo4.html?=&t=destaques>.
- IPEA (Instituto de Investigaciones Económicas Aplicadas) (2022), Ipeadata [base de datos en línea] <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>.
- Islam, N. (1995), "Growth empirics: a panel data approach", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, N° 4, noviembre.
- King, A. y C. Ramlogan-Dobson (2015), "International income convergence: Is Latin America actually different?", *Economic Modelling*, vol. 49, septiembre.
- Kohler, H. P., F. C. Billari y J. A. Ortega (2002), "The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s", *Population and Development Review*, vol. 28, N° 4, diciembre.
- Kuznets, S. (1955), "Economic growth and income inequality", *The American Economic Review*, vol. 45, N° 1, marzo.
- Mankiw, N. G., D. Romer y D. N. Weil (1992), "A contribution to the empirics of economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, N° 2, mayo.
- McCann, P. (2001), *Urban and Regional Economics*, Oxford, Oxford University Press.
- Mishra, A. y V. Mishra (2018), "Is there conditional convergence in the per capita incomes of BIMAROU states in India?", *Economic Modelling*, vol. 70, abril.
- Morgan, S. P. (2003), "Is low fertility a twenty-first-century demographic crisis?", *Demography*, vol. 40, N° 4, noviembre.
- PNUD (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo) (2015), *Informe sobre Desarrollo Humano 2015: trabajo al servicio del desarrollo humano*, Nueva York.
- Poot, J. (2008), "Demographic change and regional competitiveness: the effects of immigration and ageing", *International Journal of Foresight and Innovation Policy*, vol. 4, N° 1/2.
- Resende, G. M. y otros (2016), "Evaluating multiple spatial dimensions of economic growth in Brazil using spatial panel data models", *The Annals of Regional Science*, vol. 56, N° 1, enero.
- Roodman, D. (2006), "How to do xtabond2: an introduction to 'difference' and 'system' GMM in Stata", *Working Paper*, N° 103, Center for Global Development, diciembre.
- Solow, R. M. (1956), "A contribution to the theory of economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, N° 1, febrero.
- Swan, T. W. (1956), "Economic growth and capital accumulation", *Economic Record*, vol. 32, N° 2, noviembre.
- Tian, X. y otros (2016), "Regional income inequality in China revisited: a perspective from club convergence", *Economic Modelling*, vol. 56, agosto.
- Williamson, J. G. (1965), "Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 13, N° 4, parte 2, julio.
- Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2ª edición, Cambridge, MIT Press.
- Young, A. T., M. J. Higgins y D. Levy (2008), "Sigma convergence versus beta convergence: Evidence from U.S. county-level data", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 40, N° 5, agosto.