

**CONVERGENCIA REGIONAL EN COLOMBIA: EL PAPEL DE LAS  
INSTITUCIONES Y LOS EFECTOS ESPACIALES.**

**Juan Manuel Aristizabal Tamayo**

**Universidad EAFIT  
Escuela de Economía y Finanzas  
2018**

**CONVERGENCIA REGIONAL EN COLOMBIA: EL PAPEL DE LAS  
INSTITUCIONES Y LOS EFECTOS ESPACIALES.**

**JUAN MANUEL ARISTIZABAL TAMAYO**

**Tesis de Grado presentada como requisito para optar al título de Magister en  
Economía Aplicada**

**Asesor: GUSTAVO ADOLFO GARCÍA CRUZ**

**Universidad EAFIT  
Escuela de Economía y Finanzas  
Medellín  
2018**

Nota de Aceptación

---

---

Presidente del Jurado

---

Jurado

---

Jurado

---

Medellín, 12 de junio de 2018

## 1 TABLA DE CONTENIDO

---

<b>INTRODUCCIÓN</b> .....	7
<b>1. ANTECEDENTES</b> .....	11
<b>2. DATOS Y EVIDENCIA DESCRIPTIVA</b> .....	16
<b>2.1 Producto Interno Bruto – PIB</b> .....	17
<b>2.2 Indicador de desempeño fiscal</b> .....	20
<b>3. CONCEPTOS DE CONVERGENCIA Y SU RELACIÓN ESPACIAL</b> .....	23
<b>3.1 CONVERGENCIA SIGMA</b> .....	23
<b>3.2 AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL</b> .....	24
<b>3.3 DINÁMICA DE LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL: KERNELS ESTOCÁSTICOS</b> .....	25
<b>3.4 CONVERGENCIA BETA</b> .....	27
<b>4. RESULTADOS</b> .....	30
<b>4.1 CONVERGENCIA SIGMA Y AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL</b> .....	30
4.1.1 PIB PER CÁPITA .....	30
4.1.3 INDICADOR DE DESEMPEÑO FISCAL .....	37
<b>4.2 DINÁMICA DE LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL: KERNELS ESTOCÁSTICOS</b> .....	42
4.2.1 PIB PER CÁPITA .....	42
4.2.2 INDICADOR DE DESEMPEÑO FISCAL .....	44
<b>4.3 CONVERGENCIA BETA</b> .....	46
4.3.1 CONVERGENCIA BETA NO CONDICIONAL (EFECTOS ESPACIALES) .....	46
4.3.2 CONVERGENCIA BETA CONDICIONADA (EFECTOS ESPACIALES) .....	47
4.3.3 EFECTOS DIRECTOS E INDIRECTOS .....	56
<b>5. CONCLUSIONES</b> .....	58
<b>6. REFERENCIAS</b> .....	60
<b>ANEXOS</b> .....	69

## INDICE DE GRÁFICAS

<b>Gráfico 1.</b> Distribución de PIB per Cápita Departamental 2008-2016 .....	19
<b>Gráfico 2.</b> Indicador de desempeño fiscal por departamento. 2008 – 2016. ....	21
<b>Gráfico 3.</b> Coeficiente de variación del PIB per cápita, Índice de Theil e indicador de autocorrelación global espacial, 2008 – 2016.....	31
<b>Gráfico 4.</b> Diagrama de dispersión de Moran para el PIB per cápita 2008 – 2012 – 2016. ....	35
<b>Gráfico 5.</b> Mapa LISA. PIB per cápita, 2008 – 2016.....	37
<b>Gráfico 6.</b> Coeficiente de variación del desempeño fiscal, índice de Theil e indicador de autocorrelación global espacial, 2008 – 2016. ....	38
<b>Gráfico 7.</b> Diagrama de dispersión de Moran para el indicador de desempeño fiscal, 2008 y 2016. ....	40
<b>Gráfico 8 .</b> Mapa LISA. Desempeño fiscal, 2008 y 2016.....	41
<b>Gráfico 9.</b> Densidad de Kernel univariado, PIB per cápita. ....	42
<b>Gráfico 10.</b> Dinámica del PIB per cápita relativo de 23 departamentos colombianos, 2008 – 2016. ....	44
<b>Gráfico 11.</b> Densidad de Kernel univariado, desempeño fiscal. ....	45
<b>Gráfico 12.</b> Dinámica del desempeño fiscal relativo de 23 departamentos colombianos, 2008 – 2016. ....	46

## INDICE DE TABLAS

<b>Tabla 1.</b> Descripción de las variables .....	17
<b>Tabla 2.</b> Modelos de dependencia espacial.....	28
<b>Tabla 3.</b> Convergencia tipo sigma – PIB per cápita departamental. 2008 – 2016.....	33
<b>Tabla 4.</b> Convergencia sigma – Indicador de Desempeño Fiscal, 2008 – 2016.....	39
<b>Tabla 5.</b> Convergencia Beta no condicionada .....	52
<b>Tabla 6.</b> Convergencia Beta condicionada .....	55
<b>Tabla 7.</b> Efectos directos e indirectos (SLX).....	56

## **Convergencia regional en Colombia: el papel de las instituciones y los efectos espaciales.**

### **Resumen**

La presente investigación tiene como objetivo determinar la presencia de procesos de convergencia Beta condicional en los departamentos colombianos en los años 2008 - 2016. Con este propósito introduce dos novedades en referencia con investigaciones afines. Primero, hasta donde fue factible constatar, la literatura no ha documentado evidencia relacionada con el rol de las instituciones en los procesos de convergencia intrarregional en Colombia. Segundo, se emplean técnicas de econometría espacial para datos de panel con el propósito de establecer los cambios en el ingreso per cápita y la capacidad institucional que ejerce un departamento sobre regiones limítrofes. De esta manera, la presente investigación examina de cerca tres cuestiones fundamentales que han suscitado gran atención en los círculos académicos: la calidad institucional, los efectos espaciales y la causalidad entre el desarrollo institucional, el espacio y el crecimiento económico.

Los resultados obtenidos en la investigación permiten establecer tres conclusiones. Primero, se obtiene evidencia estadística para inferir que los departamentos colombianos se mueven hacia un estado estacionario a una velocidad entre el 13 y el 16%, según el patrón espacial detectado. Lo anterior sugiere que se requieren entre 4.33 y 5.33 años para cerrar en la mitad la brecha entre los departamentos de altos y bajos niveles de ingreso per cápita. Segundo, la inclusión de los efectos espaciales e institucionales en la ecuación de convergencia muestra evidencia de efectos indirectos o spillovers geográficos del desempeño fiscal de una región sobre sus vecinos. Finalmente, bajo diferentes estimaciones, los resultados de la investigación no son concluyentes en el propósito de estimar convergencia tipo sigma en los años 2008 – 2016 en los departamentos colombianos.

**Palabras clave:** Convergencia económica, instituciones, econometría espacial.

## INTRODUCCIÓN

---

Si bien el valor intrínseco de la buena gobernanza y la calidad institucional ha sido aceptado y asociado al crecimiento, su contribución empírica a los procesos de convergencia económica no ha sido del todo esclarecido. En esta línea, desde el punto de vista de las teorías del crecimiento, la persistencia en las brechas de ingresos entre países y regiones se ha asociado a la capacidad institucional. De hecho, para el caso colombiano, uno de los objetivos centrales de la agenda de política de desarrollo territorial es “transformar los territorios a través de esfuerzos para mejorar gobernanza y buen gobierno” (DNP, 2014: 604)

De otra parte, aunque existe consenso en relación con la incidencia de la geografía en la configuración de los patrones económicos de los países, existen vacíos correspondientes al aporte de los efectos espaciales y geográficos sobre las dinámicas del ingreso per cápita. Así, de acuerdo con Rey y Montouri (1998: 145), en el análisis de convergencia, “cada región ha sido vista como una entidad independiente y el potencial para las interacciones observacionales a través del espacio ha sido ignorado en gran medida”. En esta lógica, en las discusiones recientes sobre convergencia intrarregional se ha deliberado en torno a la presencia de los “spillovers” geográficos y los rezagos espaciales.

En referencia con las dinámicas regionales en términos de ingreso en Colombia, Bogotá, D.C participa en el PIB nacional con una tercera parte del valor de la producción; lo anterior implica que la contribución capitalina dobla el PIB de Antioquia, segundo departamento de mayor participación en el agregado nacional. A su vez, la participación de Bogotá en las cuentas nacionales es equivalente con la producción de 26 departamentos (Resto). En complemento, el inciso precedente devela persistencia en las desigualdades intrarregionales asintiendo que la participación departamental en el PIB nacional no refleja cambios significativos, corroborando la ausencia de convergencia en términos de ingresos.

En particular, son diversos los trabajos empíricos que han evaluado la evolución de las disparidades regionales en Colombia. De hecho, a partir del trabajo pionero de Cárdenas et

al (1993), la literatura en cuestión ha documentado resultados mixtos en el sentido de la convergencia. No obstante, las investigaciones recientes en torno a la evolución de las disparidades intrarregionales enfatizan en la acentuación de las brechas. Expuesto lo anterior, la presente investigación tiene como propósito determinar la presencia de procesos de convergencia Beta condicional en los departamentos colombianos en los años 2008 - 2016. Para tal fin introduce dos novedades en referencia con investigaciones afines. Primero, hasta donde fue factible constatar, la literatura no ha documentado evidencia relacionada con el rol de las instituciones en los procesos de convergencia intrarregional en Colombia. Segundo, se emplean técnicas de econometría espacial para datos de panel con el propósito de establecer los cambios en el ingreso per cápita y la capacidad institucional que ejerce un departamento sobre regiones limítrofes.

En suma, la heterogeneidad en el desempeño económico intrarregional que deriva de los múltiples estudios empíricos para Colombia y la connotación de las instituciones y la buena gobernanza como motor del desarrollo económico, justifica nuevas explicaciones en torno a las dinámicas de crecimiento regional en el país. De esta manera, la presente investigación examina de cerca tres cuestiones fundamentales que han suscitado gran atención en los círculos académicos: la calidad institucional, los efectos espaciales y la causalidad entre el desarrollo institucional, el espacio y el crecimiento económico.

Por otra parte, la evolución metodológica en el estudio de la convergencia económica identifica en primera instancia, datos de corte transversal (Barro, 1991; Barro y Sala-I-Martin, 1992; Mankiw, 1992) y a continuación, estructuras de panel. Más reciente, el debate académico en torno al estudio de convergencia económica se ha enriquecido mediante la aplicación de técnicas de econometría espacial.

Los resultados obtenidos en la investigación permiten establecer tres conclusiones. Primero, se obtiene evidencia estadística para inferir que los departamentos colombianos se mueven hacia un estado estacionario a una velocidad entre el 13 y el 16%, según el patrón espacial detectado. Lo anterior sugiere que se requieren entre 4.33 y 5.33 años para cerrar en la mitad la brecha entre los departamentos de altos y bajos niveles de ingreso per cápita. Segundo, la inclusión de los efectos espaciales e institucionales en la ecuación de convergencia muestra

evidencia de efectos indirectos o spillovers geográficos del desempeño fiscal de una región sobre sus vecinos. Finalmente, bajo diferentes estimaciones, los resultados de la investigación no son concluyentes en el propósito de estimar convergencia tipo sigma en los años 2008 – 2016 en los departamentos colombianos.

El documento está dividido en siete secciones adicionales a este primer inciso. En la segunda parte se presenta la revisión de literatura en torno al estudio de la convergencia económica. A continuación, se esboza el análisis descriptivo de las variables de interés. En la cuarta sección se aborda el acervo teórico que ha servido de soporte para el análisis empírico de la convergencia tipo sigma y beta condicional y no condicional; en el quinto segmento se exponen los modelos econométricos y la discusión de los resultados. En la sección seis se presentan las conclusiones; seguidamente se listan las referencias bibliográficas utilizadas. Finalmente, se publican los anexos.

## 1. ANTECEDENTES

---

La extensa literatura documentada sobre convergencia económica ha llegado a resultados mixtos; en principio, Baumol (1986) en su estudio pionero sobre convergencia económica estima relación inversa entre la tasa de crecimiento del ingreso per cápita y su nivel inicial en economías de mercado industrializadas empleando la base de datos de Maddison (1870-1979); en sucesivo, Barro y Sala-i-Martin (1992), aplicando el mismo método, estiman evidencia de convergencia para los Estados Unidos. En virtud de nuevos estudios, Ceylan y Abiyev (2016), investigan la convergencia económica para 15 países de la Unión Europea en el periodo 1975 – 2015 aplicando pruebas de raíz unitaria no lineal. En sus hallazgos determinan que los niveles reales de ingreso per cápita de 11 países de la Unión Europea convergen hacia la media. A favor de la hipótesis de convergencia están Park y Mercado (2017) y Lim (2015). En contraste, Kotosz y Lengyel (2017) no evidencian convergencia tipo sigma ni beta en el periodo 2000-2014 en las economías de Europa del Este empleando la delimitación de la Nomenclatura de las Unidades Territoriales Estadísticas (NUTS) y el PIB per cápita.

Desde otro punto de vista, diversas investigaciones se han ocupado del estudio del rol de la geografía en los procesos de desarrollo regional, a saber, Krugman (1991) y Quah (1999). En particular, se esgrime que, las concentraciones espaciales modifican las dinámicas económicas. De esta manera, el paper seminal de Rey y Montouri (1999) esquematiza la pertinencia de incluir los efectos espaciales para el análisis de la convergencia económica; así, desde una perspectiva econométrica espacial, se estudia el rol de la geografía en los patrones de crecimiento de la renta de los EE.UU en el periodo 1924 – 1999. En línea con estos resultados, Niebuhr (2001) estudia el proceso de convergencia regional en Alemania Occidental; al respecto, en sus resultados resalta la interacción espacial como determinante profundo del crecimiento regional.

Más adelante, Rey y Dev (2006), emplean un conjunto de datos sobre PIB per cápita para 1309 regiones europeas durante el período 1995-2009. En sus hallazgos, se refleja que la

convergencia tipo sigma es sensible a una serie de influencias distintas, incluyendo la dispersión global, la dependencia espacial y una variedad de formas de heterogeneidad espacial. En estudios más recientes, Källström (2012), empleando los mismos datos de Rey y Dev (2006), estiman en su análisis distribucional no paramétrico una convergencia sigma global en la Unión Europea. En adición, Bourdin (2015) respalda la incidencia de la geografía en el proceso de convergencia económica en 15 países de la Unión Europea. En resultados mixtos, Pietrzak y Balcerzak (2017) incluyen efectos espaciales y encuentran evidencia a favor y en contra de la hipótesis de convergencia en Polonia para el periodo 2004 – 2012.

En continuidad, nuevas discusiones en torno a convergencia económica están fuertemente ligadas a la Teoría Económica Institucional. Expuesto lo anterior, Savoia y Sen (2016) investigan la convergencia en las instituciones legales, burocráticas y administrativas para una muestra variada de países en el periodo 1975-2010. En sus hallazgos reportan un lento proceso de convergencia de los países con baja calidad institucional. En esta línea, López-Tamayo et al (2014) estudian la convergencia en las condiciones institucionales, sociales y macroeconómicas entre los estados miembros de la Unión Europea; en referencia con sus resultados, evidencian convergencia condicional. Conclusiones contrapuestas se hayan en Hall (2015), quien evidencia que las instituciones democráticas no aportan a la convergencia condicionada en su estudio para una muestra variada de países en el periodo 1980-2010.

Para el caso latinoamericano los estudios sobre los procesos de convergencia no son fecundos en comparación con el resto del mundo; no obstante, el gran compendio de investigaciones ha documentado evidencia de convergencia en la región. Así, Bonilla (2017), estudia la convergencia en el PIB per cápita para 10 países de Unasur en el periodo 1951-2011; empleando las definiciones estocásticas de convergencia de Bernard y Durlauf (1995) evidencia procesos de convergencia en la calidad de vida. En adición, Ayala et al (2013) investiga la convergencia en 17 países de la región para el periodo 1950 a 2011 empleando métodos de series temporales; en sus hallazgos evidencian convergencia respecto a la economía norteamericana en Chile, Costa Rica y Trinidad y Tobago.

De otra parte, Serra et al (2006) quienes aplican la metodología clásica estiman evidencia empírica sobre la convergencia del producto per cápita para las regiones de seis grandes

países latinoamericanos de ingresos medios: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. En contraste, Canarella y Pollard (2006) aplican técnicas no paramétricas y encuentran que la polarización a largo plazo de los ingresos per cápita entre los países latinoamericanos emerge con fuerza.

Szeles y Muñoz (2016) estudian el proceso de convergencia económica en Ecuador para el periodo 2007 – 2014 empleando métodos paramétricos y no paramétricos; en sus hallazgos reportan, en primera instancia, que la distribución regional del VAB (Valor Añadido Bruto) se ha polarizado y en adición, se observa que el crecimiento del grupo de provincias ricas es más alto en comparación con el resto.

De otra parte, Montero y Del Río (2013) estudian el fenómeno de convergencia del PIB para las regiones bolivianas bajo una perspectiva espacial en el periodo 1988-2011; en sus hallazgos destaca la no dependencia espacial, es decir, la velocidad de convergencia de un departamento en Bolivia no parece estar afectada por sus vecinos. Asimismo, Aroca y Bosch (2000), usando herramientas de la econometría espacial estiman un proceso de divergencia desde el punto de vista de cohesión regional para la década 1990-2000 en Chile.

Para el caso de Brasil, Díaz et al (2017), apoyados en la teoría de la Nueva Geografía Económica, estudian el fenómeno de convergencia en las municipalidades controlando la desagregación espacial y encuentran altos índices de correlación espacial. De otra parte, Resende et al (2016), estudian el crecimiento económico en Brasil considerando la segregación espacial para el periodo 1970-2000; en sus hallazgos encuentran diferencias en el proceso de convergencia entre la zona sur y la zona norte del país.

La convergencia económica para el caso colombiano ha sido estudiada dos décadas atrás. En principio, el enfoque de las investigaciones estuvo orientado en el fundamento teórico del modelo neoclásico de crecimiento. En particular, la literatura ha documentado dinámicas mixtas en el estudio de brechas regionales; de esta manera, Cárdenas et al (1993) en su estudio pionero para los departamentos colombianos respaldan la hipótesis de convergencia condicional en el periodos 1950-1989; en esta línea se posicionan los hallazgos de Leon y Benavides (2015), quienes analizan los efectos de la inversión pública sobre la convergencia

departamental para el periodo 1994-2012. Simultáneamente, Galvis y Hahn (2015), estiman convergencia en el periodo 1993-2012 controlando las externalidades del capital humano, el capital físico y los efectos espaciales bajo el enfoque metodológico propuesto por Mankiw et al (1992).

En otro estudio reciente, Ramírez y Ayala (2014) estiman convergencia regional para 24 departamentos en el periodo 1975-2012 mediante técnicas estáticas, dinámicas y de panel. Del mismo modo, Moncada y Loaiza (2013) evidencian procesos de convergencia medida por los ingresos tributarios en los municipios colombianos en el periodo 1985-2010, incluyendo efectos espaciales. En esta línea, Gómez (2006) encuentra evidencia de convergencia tipo Beta en el PIB per cápita entre las regiones colombianas con el enfoque tradicional de Barro y Sala-I-Martin (1992). Por otra parte, Acevedo (2003) y Bonet (2003) aunque documentan existencia de convergencia en los ingresos per cápita entre los departamentos colombianos en la década de 1980, sus hallazgos son mixtos dado que muestran evidencia a favor de la no convergencia en la década de los 90's; en línea con los mencionados hallazgos, Sánchez y Núñez (2000) evaluaron convergencia tipo beta a nivel municipal, los cálculos econométricos muestran que la distancia a los mercados son factor determinante del crecimiento del ingreso per cápita entre 1973 y 1995

En contraste, Bonet y Meisel (1999), cuya investigación responde al estudio de mayor cobertura temporal para Colombia, evalúan la dispersión del ingreso en términos de PIB para los departamentos colombianos en el periodo 1926-1990; en sus hallazgos revelan primero convergencia económica y a continuación, polarización en el ingreso para el periodo 1960-1990. En línea con los hallazgos de Bonet y Meisel (1999) y en contraste con Cárdenas et al. (1993), Royuela y García (2015) estudian las dinámicas de la convergencia en términos del PIB per cápita desde 1975 a 2005 aplicando técnicas paramétricas y no paramétricas; en el corolario no se observa evidencia en favor de la convergencia en el ingreso per cápita; en adición, denotan que la inclusión de los efectos espaciales refuerza la convergencia social más no en el análisis del ingreso per cápita.

Por su parte, Branisa y Cardozo (2009), en su estudio para 1975-2000, empleando dos medidas de ingreso, no encuentran evidencia de convergencia en los departamentos. En

simultáneo, Franco y Raymond (2009), esgrimen evidencia en favor de la no convergencia en el ingreso per cápita entre los departamentos colombianos para el periodo 1975-2005 bajo una metodología de datos panel con efectos fijos individuales.

En virtud de lo expuesto, la literatura en torno a los procesos de convergencia económica ha explorado y mejorado diferentes enfoques metodológicos que sofistican el análisis y esclarecen las dinámicas de crecimiento en diferentes países. Sin embargo, las contribuciones académicas en relación a los efectos espaciales e institucionales sobre la convergencia económica son limitadas. A la luz del planteamiento anterior, este trabajo contribuye al análisis de los procesos de convergencia regional en Colombia incorporando los efectos espaciales e institucionales.

## 2. DATOS Y EVIDENCIA DESCRIPTIVA

---

La base de datos empleada para la realización de las estimaciones es de tipo panel y fue construida con referencia en las estadísticas publicadas por el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) y los indicadores de gestión del Departamento Nacional de Planeación (DNP). En lo particular, las series del PIB per cápita departamental en el periodo 2008 - 2016, se elaboraron con base en la información empalmada a partir de las estadísticas publicadas por el DANE. En continuidad, la población por departamento para el periodo de análisis se obtuvo de las cuentas nacionales de la fuente descrita. Adicionalmente, en esta investigación, para el análisis de convergencia se agrupó al país en 23 de las de 32 unidades territoriales definidas en la Constitución Política de 1991.

Una segunda variable de interés en la investigación es la medida de institucionalidad. Con este propósito se tomó el indicador de desempeño fiscal elaborado por el DNP y cuyo objeto es medir el desempeño fiscal de las entidades territoriales a partir del promedio de 6 indicadores de la gestión fiscal: autofinanciación del funcionamiento, respaldo del servicio de la deuda, dependencia de las transferencias, generación de los recursos propios, magnitud de la inversión y capacidad de ahorro. De acuerdo a la metodología del DNP, los rangos de desempeño fiscal van desde “solvente” ( $\geq 80$ ) hasta “deterioro” en la gestión fiscal ( $< 40$ ). Lo anterior implica que el mayor valor del indicador muestra mejor desempeño en la gestión fiscal.

En relación con la estimación del capital físico por departamento, la literatura ha documentado diversas medidas como proxy; a saber, densidad de líneas telefónicas por 100 habitantes, el equipamiento urbano (energía eléctrica, alcantarillado y acueducto) y el número de kilómetros de carretera por cada 100 habitantes. Por su parte, el presente estudio emplea

como variable el porcentaje de viviendas con energía eléctrica. La variable fue estimada a partir del análisis de microdatos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Por otro lado, aunque los estudios de convergencia en Colombia han empleado distintos enfoques de capital humano, se obtuvo la media de los años de escolaridad por departamento; la anterior información fue tomada de las encuestas de hogares. Finalmente, para medir la desigualdad, se construyó el indicador Gini a partir de los ingresos laborales reportados en las encuestas de hogares. En la Tabla 1 se hace un resumen de las variables y fuentes utilizadas para el análisis estadístico.

**Tabla 1.** Descripción de las variables

<b>Variables</b>	<b>Sub-variable</b>	<b>Fuente</b>
<b>Ingreso</b>	PIB per cápita	Cuentas departamentales – DANE
<b>Capital humano</b>	Años de escolaridad	GEIH
<b>Capital físico</b>	% de viviendas con energía eléctrica	GEIH
<b>Institucionalidad</b>	Indicador de desempeño fiscal	DNP
<b>Desigualdad</b>	GINI de Ingreso laboral	GEIH

**Fuente:** Elaboración del autor.

## 1.1 2.1 PRODUCTO INTERNO BRUTO – PIB

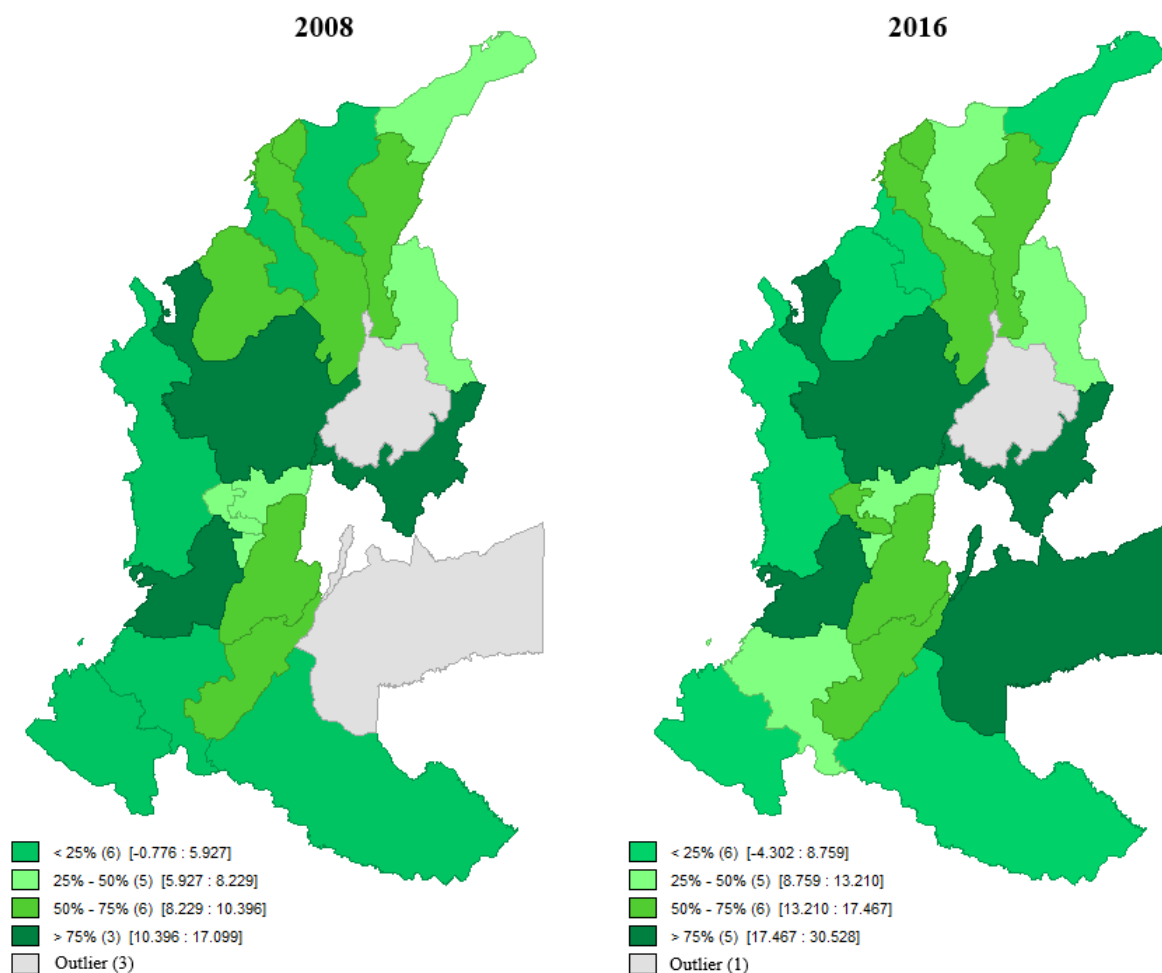
El análisis descriptivo sobre la evolución del valor de la producción per cápita departamental durante el período de estudio expone un incremento del 64% (a precios de 2008); lo anterior, se ejemplifica en el incremento del ingreso per cápita entre el año 2008 y el 2016 (ver tabla 3). En adición, las cifras para Colombia ilustran una tasa de crecimiento en promedio de 6.4% en los 9 años estudiados.

De otra parte, aunque los dos últimos Planes Nacionales de Desarrollo han plasmado el enfoque de desarrollo regional fundamentado en el propósito de atenuar las principales

desigualdades territoriales (DNP, 2010, 2014), los datos de la participación de los departamentos en el agregado nacional para los últimos nueve años respaldan la hipótesis de no convergencia económica en tanto que se observa persistencia en la representatividad de las regiones. La apreciación que precede es consecuente con los hallazgos de Bonet y Meisel (1999) para otro horizonte temporal, quienes utilizando las series de PIB departamental entre 1965 y 1990, estiman que las brechas departamentales se hicieron mayores.

En referencia con la distribución del PIB per cápita, el gráfico 1 aunque muestra un mayor ingreso per cápita, ilustra persistencia en la distribución por departamento. En efecto, una vez se han ordenado los valores regionales del PIB per cápita para identificar el límite inferior y superior, las frecuencias por intervalos entre el año 2008 y 2016 se mantienen constantes, a excepción del cuartil 4 ( $> 75\%$ ). De acuerdo con el boxmap, es relevante la disminución relativa del PIB per cápita del departamento de La Guajira, el cual se situaba en el segundo intervalo de la distribución en el año 2008 y para el año 2016, el ingreso per cápita lo sitúa en el primer cuartil. Menores posiciones relativas en la distribución por intervalos también se observan en el departamento de Córdoba. En contraste, el gráfico 1 realza la mayor participación relativa de los departamentos de Risaralda, Cauca y Magdalena en la distribución relativa del agregado nacional.

**Gráfico 1.** Distribución de PIB per Cápita Departamental 2008-2016



\*Boxmap de la distribución del ingreso en 5 intervalos.

**Fuente:** Dane, elaboración del autor

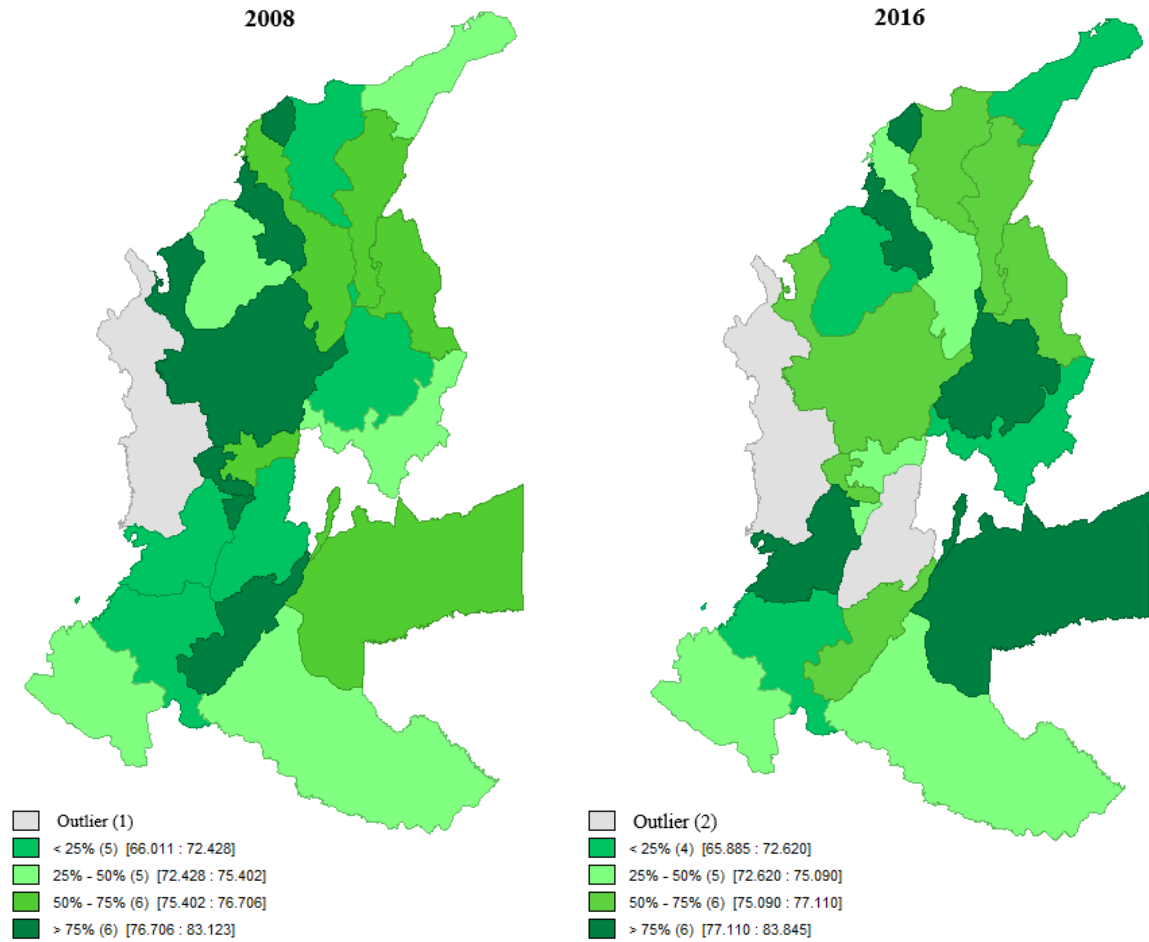
Adicionalmente, la distribución del ingreso para el año 2016 presentada en el gráfico 1, ilustra la persistencia de Santander con uno de los departamentos de mayor PIB per cápita; al igual que Bogotá, D.C y Meta. Por demás, se percibe a la región pacífica quien sujeta los departamentos de menor participación en el agregado nacional.

## 1.2 2.2 INDICADOR DE DESEMPEÑO FISCAL

Desde otro punto de vista, el análisis de la convergencia económica intrarregional ha dado un giro en su enfoque. En consecuencia, el análisis ha mutado desde el marco teórico neoclásico y el instrumental de las teorías endógenas a la necesidad de especificar arreglos institucionales correctos. De esta manera, un vasto campo de investigación se ha centrado en el rol de la “buena gobernanza” o “buen gobierno” en el desempeño de las economías departamentales.

En esta línea, de acuerdo con Acemoglu y Robinson (2012), el menor desarrollo relativo de algunas regiones es explicado por las limitaciones institucionales. En continuidad, el cierre de brechas entre las economías departamentales es factible mediante la instauración de “reglas de juego” orientadas a la transparencia, la protección de derechos de propiedad, disminución de la corrupción y la definición de un Estado de derecho (Acemoglu et al., 2004; Kauffman et al., 1999). Expuesto lo anterior, el gráfico 2 muestra el desempeño fiscal para 23 departamentos para los años 2008 y 2016.

**Gráfico 2.** Indicador de desempeño fiscal por departamento. 2008 – 2016.



\*Boxmap de la distribución del ingreso en 5 intervalos.

**Fuente:** Dane, elaboración del autor.

En general, la evolución del indicador de desempeño fiscal para Colombia presenta una leve disminución en su media. En el año 2008 el indicador para los 23 departamentos analizados fue de 74.368, valor 0.47 puntos mayor al estimado en 2016 (73.898). No obstante, de acuerdo a la metodología del DNP (Departamento Nacional de Planeación) ambos resultados sitúan a las regiones evaluadas como “sostenibles”.

En el análisis particular, tanto para el año 2008 como el 2016, 4 departamentos se encuentran en zona de “riesgo”. En particular, destaca el departamento de La Guajira, quien, en términos relativos, ha perdido una posición en la composición por cuartiles, una vez se han agrupado

los datos de menor a mayor. A diferencia, mejor desempeño en la gestión fiscal se visualiza en los departamentos de Magdalena, Santander y Valle del Cauca. En relación con el ingreso, la tasa de crecimiento del PIB per cápita de aquellos departamentos que 9 años después presentaron mejor desempeño fiscal fue del 7%; a diferencia, la tasa de crecimiento en promedio para La Guajira, Risaralda, Boyacá y Bolívar, departamentos con peor desempeño fiscal, fue de 5.6%.

En relación con los “outliers” el boxmap del indicador de desempeño fiscal configura, a diferencia del PIB per cápita, valores extremos bajos. En concreto, los departamentos de Chocó y Tolima presentan indicadores situados por debajo del límite inferior del 50 por ciento de las observaciones.

### 3. CONCEPTOS DE CONVERGENCIA Y SU RELACIÓN ESPACIAL

---

#### 3.1 CONVERGENCIA SIGMA

En principio, el análisis de convergencia tipo sigma examina la evolución de la distribución del ingreso a través del tiempo. Así, los métodos más comunes para estimar procesos de convergencia se basan en la comparación de distribuciones. En este sentido, siguiendo a Monfort (2008), las soluciones que con frecuencia han sido empleadas se fundamentan en el análisis de la varianza; dentro de esta familia, el coeficiente de variación es regularmente estimado en el estudio de las disparidades regionales. En concreto, una aproximación a la convergencia sigma es calculada como el coeficiente de variación del logaritmo del PIB per cápita; en virtud de los resultados, una tendencia decreciente del coeficiente de variación ilustra evidencia de convergencia tipo sigma. El coeficiente de variación puede ser estimado a partir de la ecuación (1).

$$CV_t = \frac{\text{Desviación estándar (PIB}_{pc-it})}{|\text{Media (PIB}_{pc-it})|} \quad (1)$$

En continuidad con el análisis de convergencia tipo sigma, el enfoque propuesto por Theil (1967), corrige limitaciones importantes observadas en las estimaciones del coeficiente de variación y las cuales están fundamentadas en la asignación del mismo peso a cada departamento. Siguiendo a Cotosz y Lengyel (2017), el Índice Theil es un caso especial de entropía generalizada.

Su formulación, de acuerdo con Dusek-Kotosz (2016) y Lengyel-Szakálné Kanó (2012) está dada por la ecuación (2).

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[ \frac{y_i}{\bar{y}} \ln \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right) \right] \quad (2)$$

Donde  $\bar{y}$  es la media del ingreso per cápita departamental y  $y_i$  es el ingreso per cápita en el departamento  $i$ . De acuerdo con Bonet y Meisel (1999), cuando el índice de Theil es igual a

0, se ilustra un sistema igualitario; por otra parte, cuando el indicador toma un valor positivo, el sistema está en presencia de desigualdades. Así las cosas, entre mayor es el valor del índice, mayor es la desigualdad.

### 3.2 AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL

De acuerdo con Rey y Montouri (1997), la definición tratada sobre convergencia tipo sigma puede enmascarar patrones geográficos no triviales que también pueden fluctuar con el tiempo. En respuesta, el indicador I de Moran representado en la ecuación 3 es un indicador global de dependencia espacial. Es decir, relaciona información sobre la intensidad de la dependencia espacial, en términos globales. Siguiendo a Lim (2016), el estadístico presenta la siguiente expresión:

$$I = \frac{N \sum_{ij} w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S_0 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad i \neq j \quad (3)$$

Donde  $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$ ; en adición,  $x_i$  expresa el valor del PIB per cápita en el departamento  $i$ ,  $\bar{x}$  es su media muestral,  $w_{ij}$  reflejan los pesos de la matriz  $W$ ;  $N$  es el tamaño muestral.

En continuidad, otra forma de visualizar la autocorrelación espacial es a través de los gráficos de dispersión de Moran. Siguiendo a Anselin (1995), el punto de partida para el análisis de los gráficos de dispersión de Moran se fundamenta en estadísticos de asociación global de la forma  $x'Ax/x'x$ ; donde  $x$  es un vector de observaciones (en desviaciones de la media). De la misma forma, en el caso de la I de Moran,  $W$  es la matriz de contigüidad espacial de primer orden. La matriz  $W$  es binaria compuesta por 1 o 0 según los límites en común de los departamentos. A diferencia de los Indicadores Locales de Asociación Espacial (LISA, por sus siglas en Inglés), el gráfico de dispersión de Moran, no revela la presencia de clusters locales.

Los 4 cuadrantes observados en los gráficos de dispersión de Moran esquematizan los diferentes tipos de asociación espacial. De acuerdo con Anselin (1993), los cuadrantes superior derecho e inferior izquierdo revelan asociación espacial de valores similares. Dicho de otra forma, en el caso particular del cuadrante superior derecho se observan valores del PIB per cápita alto para un departamento cuyos vecinos tienen ingresos similares. En contraste, el cuadrante superior izquierdo y el cuadrante inferior derecho develan asociación espacial entre ingresos dispares; esto es, departamentos con ingresos bajos tienen por vecinos unidades con un PIB per cápita mayor que la media nacional.

En continuidad con el análisis tradicional de autocorrelación espacial, la C de Geary es una estimación espacial definida en la ecuación (4).

$$C = \frac{(N-1) \sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - x_j)^2}{2W \sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (4)$$

donde N es el número de unidades espaciales; x es el PIB per cápita del departamento *j* en el periodo *i*. W es la matriz de pesos espaciales. En relación con su análisis, la C de Geary arroja un valor mayor a 0.

Por otra parte, los indicadores I de Moran y C de Geary no reflejan aquellas unidades en las cuales existe mayor intensidad espacial. De esta manera, de acuerdo con Anselin (1993, 1995), la identificación de agrupaciones departamentales o regiones que concentran valores altos o bajos de PIB per cápita es un objetivo de una serie de técnicas desarrolladas por la literatura de la estadística espacial. En consideración con la apreciación anterior, los mapas LISA ilustran una perspectiva detallada sobre la dependencia espacial.

### 3.3 DINÁMICA DE LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL: KERNELS ESTOCÁSTICOS

La aproximación para el análisis de la dinámica de la distribución del ingreso entre los departamentos colombianos está fundamentada en la estimación de Kernels estocásticos. En

palabras de Ardila (2004), la metodología empleada por Quah, permite ver cómo evoluciona una distribución en el tiempo, al igual que los movimientos en el interior de la misma.

Siguiendo a Aguirre (2005), Un kernel de densidad es un método de estimación no paramétrico de densidad, el cual ilustra la evolución distribucional en el tiempo al estimar el cambio de una variable entre el período  $t - 1$  y  $t$ . En esta lógica, la estimación del Kernel de densidad sigue la expresión definida en la ecuación (5).

$$\hat{f}_h(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - X}{h}\right) \quad (5)$$

Donde,  $K(u)$  es una función de densidad, la cual debe ser no negativa y simétrica;  $n$  es el número de observaciones;  $h$  es la amplitud de intervalo; finalmente,  $X$  es una variable aleatoria con realizaciones  $x_i, i = 1, 2, \dots, n$ .

En continuidad, de acuerdo con Aguirre (2005), un kernel de densidad unimodal (una moda) muestra una distribución de los datos más uniformes en comparación a un kernel de densidad multimodal (más de dos modas). En esta línea, tomando lo expuesto por Bianchi (1997), la comparación de los kernels de densidad de una variable en dos momentos del tiempo permite observar cómo ha cambiado su distribución y, adicionalmente, permite visualizar aspectos relevantes como la moda y la simetría.

Siguiendo a Quah (1997), la presente subsección particulariza en el análisis de la distribución bimodal de los departamentos de Colombia. De acuerdo con Ardila (2004), en el caso bivariado, el kernel se vuelve una función de dos variables,  $K(x,y)$ , cuya integral es igual a 1. La expresión matemática se define en la ecuación (6).

$$\hat{f}(x, y) = \frac{1}{nh_1h_2} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h_1}, \frac{y - Y_i}{h_2}\right) \quad (6)$$

Donde  $h_1$  y  $h_2$  ejemplifican la amplitud del intervalo en las direcciones  $X$  y  $Y$ , de forma respectiva. En palabras de Quah (1997), la matriz de probabilidades de transición correspondiente tiende a una matriz con un continuo de filas y columnas. Es decir, se convierte en un kernel estocástico.

### 3.4 CONVERGENCIA BETA

En principio, los artículos seminales de Harrod (1939), Domar (1946-47), Solow y Swan (1956) se constituyen en el fundamento teórico para explicar las dinámicas del crecimiento y las diferencias de ingresos entre países. A continuación, las contribuciones de Romer (1986) y Lucas (1988) modifican el enfoque al introducir endógenamente en la función de producción neoclásica nuevas variables. En relación a la síntesis neoclásica, la convergencia económica conjetura un proceso de catching up en las desigualdades entre países derivado de la existencia de los rendimientos marginales en el capital físico; así, conforme a la explicación neoclásica la tasa de crecimiento del ingreso per cápita está inversamente relacionado con su nivel inicial.

En relación con lo anterior, la literatura ha documentado dos visiones con relación a la convergencia Beta. De un lado, la convergencia Beta no condicional predice que las economías pobres tienden a tener tasas de crecimiento más altas al tener una dotación de capital inicial menor. Por otra parte, la convergencia Beta condicional “condiciona” la tasa de crecimiento a las características estructurales de cada región. La ecuación de convergencia Beta no condicionada se expresa de la siguiente forma:

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+k}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t}) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Donde  $Y_{i,t}$  es el pib per cápita de un departamento  $i$  en el periodo  $t$ ;  $\alpha$  y  $\beta$  son los parámetros a ser estimados y  $\varepsilon_{it}$  es el término estocástico.

En esta línea, la aplicación del modelo de convergencia Beta condicionada implica el desarrollo de un análisis de regresión con la inclusión de variables que definen el estado estacionario de cada una de las unidades analizadas; en particular, la forma funcional del modelo de convergencia Beta condicional se precisa como sigue:

**Ecuación 8.** Convergencia Beta condicional.

$$\log\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) = \alpha_i - \beta_1 \log_{t-1} + d_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Donde, el miembro izquierdo de la ecuación aproxima la tasa de crecimiento de un departamento;  $\beta_1$  es el coeficiente de convergencia;  $\alpha_i$  es el efecto fijo individual;  $d_t$  es el efecto temporal y  $\varepsilon_{it}$  es el término de estocástico.

El modelo de convergencia se vale de la tasa de crecimiento (en términos de PIB per cápita) observada en un periodo de tiempo como variable dependiente. Por otra parte, la tasa de crecimiento se asume en función del PIB per cápita en un periodo inicial; al respecto, el coeficiente  $\beta_1$  se interpreta como la velocidad de convergencia. En consideración, “si  $\beta_1$  resulta ser negativo, significa que regiones más prósperas al comienzo del periodo presentaron tasas de crecimiento más bajas y por lo tanto se afirma que hubo convergencia” (Galvis-Aponte, et al., 2017).

En adición, la connotación de efectos espaciales implica la utilización de herramientas econométricas no convencionales, a saber, se precisan técnicas de econometría espacial. Para tal fin, trabajos preliminares apoyados en el análisis espacial han empleado modelos de convergencia de datos de panel con efectos fijos (Aroca y Bosch, 2000), rezago espacial en los errores (Gonzales de Olarte y Trelles, 2004), retardo espacio temporal (Buendía, Yago y Sánchez, 2012), entre otros.

En virtud de lo anterior, el diseño metodológico definido para la presente investigación se remite a seis tipos de especificaciones de dependencia espacial.

**Tabla 2.** Modelos de dependencia espacial.

Modelo espacial autorregresivo (SAR)	$\ln\left(\frac{Y_{t+k}}{Y_t}\right) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_t) + \rho W \ln\left(\frac{Y_{t+k}}{Y_t}\right) + \beta_2 X_t + \varepsilon_t$
Modelo de error espacial (SEM)	$\ln\left(\frac{Y_{t+k}}{Y_t}\right) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_t) + \beta_2 X_t + \varepsilon_t$ $\varepsilon_t = \lambda W \varepsilon_t + u$
Modelo Sarar	$\ln\left(\frac{Y_{t+k}}{Y_t}\right) = \rho W \ln\left(\frac{Y_{t+k}}{Y_t}\right) + \alpha_1 N + X\beta + \varepsilon_t$ $\varepsilon_t = \lambda W \varepsilon_t + u$

Modelo espacial de Durbin (SDM)	$\ln\left(\frac{Y_{t+k}}{Y_t}\right) = \lambda w \ln\left(\frac{Y_{t+k}}{Y_t}\right) + X\beta + wX\gamma + \varepsilon_t$
Modelo de error espacial de Durbin (SEDM)	$\ln\left(\frac{Y_{t+k}}{Y_t}\right) = \alpha tN + X\beta + WX\theta + \varepsilon_t$ $\varepsilon_t = \lambda W\varepsilon_t + u$
Modelo SLX	$\ln\left(\frac{Y_{t+k}}{Y_t}\right) = X\beta + WX\theta + \varepsilon_t$

**Fuente.** Halleck y Elhorst (2012).

## 4. RESULTADOS

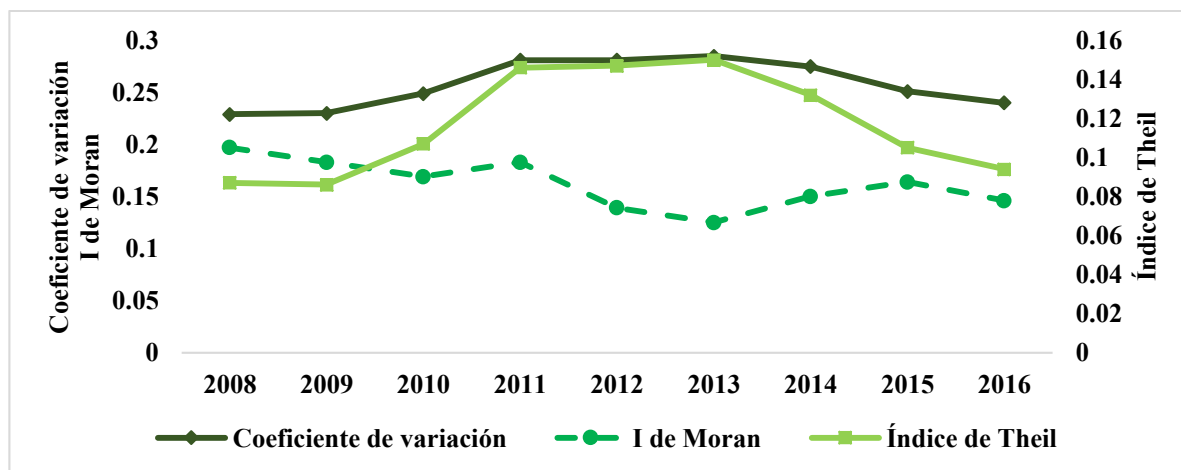
---

### 4.1 CONVERGENCIA SIGMA Y AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL

#### 4.1.1 PIB PER CÁPITA

En particular, el gráfico 3 esquematiza la evolución del indicador I de Moran a lo largo de los 9 años analizados, en simultáneo con el coeficiente de variación del PIB per cápita departamental y el índice de Theil. En su análisis, el coeficiente de variación del PIB per cápita departamental entre los años 2008 – 2016 ilustra evidencia de convergencia tipo sigma; en concreto, en 2008 el coeficiente de variación fue de 0.203 y para 2016 su valor fue de 0.163. La tendencia decreciente en el coeficiente de variación ejemplifica menor dispersión de los ingresos para los 23 departamentos analizados.

**Gráfico 3.** Coeficiente de variación del PIB per cápita, Índice de Theil e indicador de autocorrelación global espacial, 2008 – 2016.



**Fuente:** elaboración del autor.

En continuidad, los resultados incluidos en el gráfico 3, expresan la ausencia de tendencias claras en términos de la convergencia económica tipo sigma en el periodo 2008 – 2016 entre los 23 departamentos bajo la óptica del índice de Theil. De esta manera, aunque el índice alcanzó un valor mínimo de 0.086 en 2009 y un máximo 0.147 en 2012, se mantuvo relativamente estable durante los 9 años.

En esta lógica, la convergencia sigma observada en el coeficiente de variación no se percibe claramente en el análisis del índice de Theil. De acuerdo con Bonet y Meisel (2006), el resultado opuesto entre el coeficiente de variación y el índice de Theil “puede ser consecuencia de la ponderación que reciben las distintas entidades territoriales en la estimación del índice de Theil” (2006:19).

En referencia con investigaciones afines, para el caso colombiano, la literatura sobre convergencia económica tipo sigma ha documentado resultados mixtos. Desde luego, las diferencias en los hallazgos obedecen a la amplia gama de metodologías y enfoques para la estimación de la evolución de las brechas regionales. En particular, a favor de la convergencia tipo sigma se encuentra el estudio de Cárdenas et al (1993). Más reciente, Royuela y García (2015) evidencian resultados positivos y negativos en el sentido de la convergencia, en forma simultánea.

Por otra parte, en el análisis del esquema, dos aspectos prevalecen en relación con el indicador I de Moran. En primera instancia, la evolución que ha seguido el estadístico a través del periodo de análisis es de leve decrecimiento entre los años 2008 y 2010 y de marcada estabilidad entre 2011 y 2013. De esta manera se observa dependencia espacial en los primeros años, considerando que, de acuerdo con Aroca y Bosh (2000), cuando el I de Moran se acerca a valores cercanos a 1 se aduce que la variable presenta una fuerte dependencia positiva, en el sentido que valores similares tienden a estar juntos en el espacio.

Desde otro punto de vista, el indicador I de Moran se muestra positivo y significativo para 4 años; lo anterior ilustra que la distribución espacial del PIB per cápita no es aleatoria. En esta lógica, es previsible la existencia de agrupamientos departamentales que comparten ingresos similares.

Finalmente, es útil observar la relación entre el coeficiente de variación y el indicador de dependencia espacial I de Moran. A excepción de un leve incremento entre los años 2009 y 2011, el coeficiente de variación es decreciente. Esta tendencia de la dispersión del PIB per cápita entre los 23 departamentos es contrapuesto con la tendencia del indicador global de dependencia espacial. No obstante, es factible prever que la marcada concentración del ingreso en los 2008, 2009 y 2010 está asociada con la formación de agrupaciones, como lo refleja el indicador I de Moran en el mismo periodo.

Los resultados estimados en el coeficiente de variación y el índice de Theil como estimaciones de convergencia tipo sigma son consecuentes con otras estimaciones de dispersión empleadas para el análisis de desigualdad. En este orden, la tabla 3 expone dos indicadores, a saber, el coeficiente de GINI y algunas estimaciones de tendencia central y posición. En adición, se relaciona las estimaciones de autocorrelación espacial.

**Tabla 3.**Convergencia tipo sigma – PIB per cápita departamental. 2008 – 2016.

Año	Media	Mediana	Desviación estándar	Percentil 25	Percentil 75	Coefficiente de Gini	Coefficiente de variación	Índice de Theil	I de Moran	C Geary
<b>2008</b>	8.941	8.259	3.939	5.927	10.425	0.229	0.229	0.087	0.197*	0.723*
<b>2009</b>	9.217	8.362	4.096	5.921	10.884	0.230	0.230	0.086	0.183*	0.722*
<b>2010</b>	10.021	8.810	5.123	6.281	11.499	0.249	0.249	0.107	0.169*	0.754
<b>2011</b>	11.568	9.455	7.271	6.766	13.048	0.281	0.281	0.146	0.183*	0.815
<b>2012</b>	12.270	10.063	7.815	7.248	13.652	0.281	0.281	0.147	0.139	0.820
<b>2013</b>	12.915	10.833	8.316	7.921	14.605	0.285	0.285	0.150	0.125	0.816
<b>2014</b>	13.419	11.567	7.810	7.966	15.095	0.275	0.275	0.132	0.150	0.786
<b>2015</b>	13.833	12.291	6.944	8.321	16.029	0.251	0.251	0.105	0.164	0.756
<b>2016</b>	14.696	13.265	6.864	8.759	17.466	0.240	0.240	0.094	0.146	0.749*

**Nota:** (\*) Significativo al 10%; (\*\*) Significativo al 5%; (\*\*\*) Significativo al 1%.

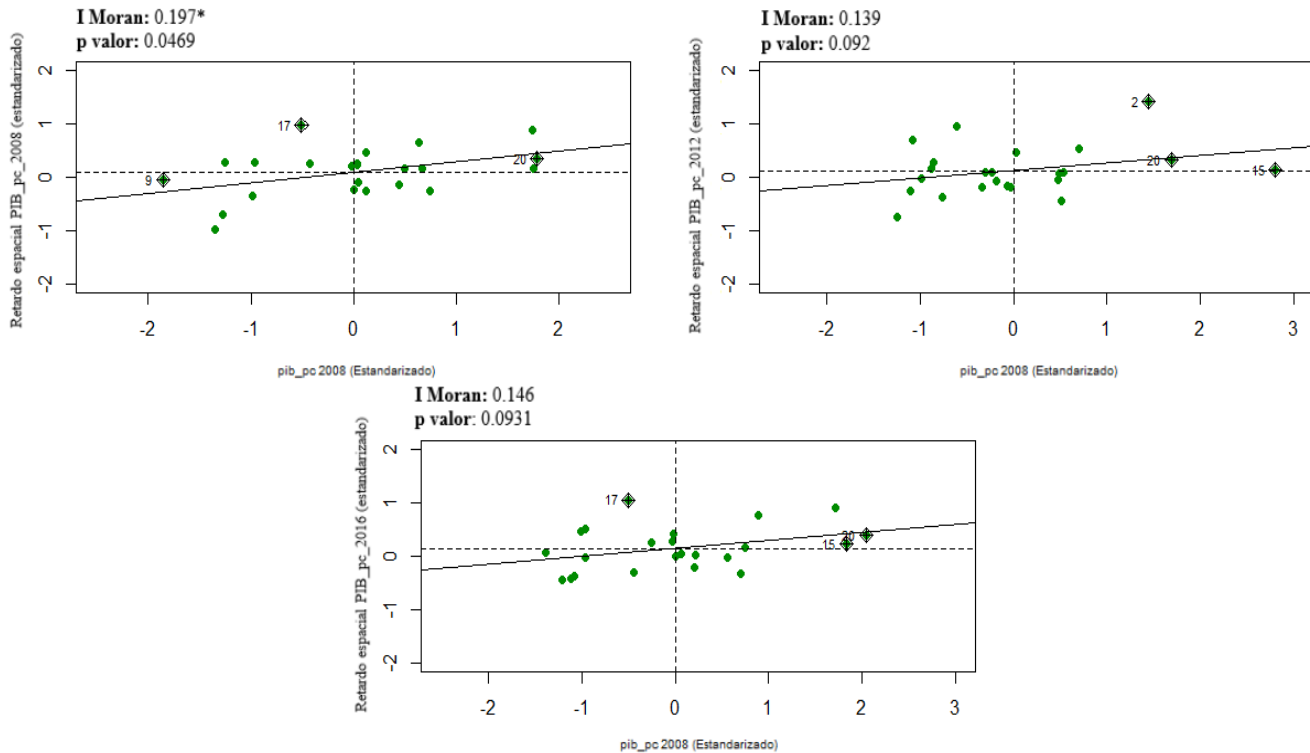
**Fuente:** Elaboración del autor.

Ante todo, la evolución en la media de los datos devela un incremento en el ingreso per cápita del 64% entre 2008 y 2016 a nivel país. En adición, en referencia con las medidas de posición, la información contenida en la columna del percentil 25 denota un mayor nivel de riqueza. Es decir, el 25 por ciento de los departamentos analizados se encuentran por debajo de un umbral mayor para todo el año, a excepción del 2009. En similar, el percentil 75 expresa mayor nivel de ingreso en las observaciones una vez se han ordenado de mayor a menor.

En virtud de la tabla 3, los valores estadísticamente significativos (años 2008, 2009 y 2016) menores a 1 configuran asociación espacial positiva bajo la óptica de la C de Geary; los resultados son similares a los especificados con el indicador I de Moran para los dos primeros años. En referencia con los análisis de desigualdad, los indicadores que se presentan en la tabla 3 no presentan evidencia de convergencia tipo sigma. En particular, en el análisis del indicador Gini, el incremento en 5 puntos porcentuales del año 2008 al 2016 refleja un leve incremento en la concentración del ingreso a nivel país. En este sentido, la tabla 3 expone una mayor desviación de los datos en referencia con la media a lo largo de los 9 años analizados.

Por otra parte, el gráfico de dispersión de Moran para el PIB per cápita en el periodo 2008, 2012 y 2016 se visualiza en el gráfico 4. Siguiendo las especificaciones de Anselin (1993), cada panel esboza el PIB per cápita estandarizado de un departamento contra su retardo espacial. En referencia con el retardo espacial del ingreso de una unidad, este es definido como la media ponderada del PIB per cápita de sus vecinos; la ponderación es obtenida de la matriz de vecindad  $W$ . El principio detrás de los valores estandarizados es la posibilidad de comparar en un mismo gráfico de dispersión, diferentes variables.

**Gráfico 4.** Diagrama de dispersión de Moran para el PIB per cápita 2008 – 2012 – 2016.



**Fuente:** Elaboración del autor.

En general, el patrón de asociación espacial es positivo, como lo muestra la pendiente de la línea de regresión. No obstante, para el año 2008, 5 observaciones (4 en el cuadrante superior izquierdo y tres en el cuadrante inferior derecho) muestran asociación entre valores disímiles. Lo anterior especifica la presencia de diferentes regímenes de asociación espacial. De otra parte, siguiendo a Anselin (1995), los valores atípicos se puedan visualizar como las unidades localizadas a más de dos unidades de distancia del origen. En el 2008, Córdoba, Norte de Santander y Santander presentan más de dos desviaciones estándar superiores a la media.

De forma lógica según lo estimado en el indicador global de asociación espacial (I de Moran), en los años 2008, 2012 y 2016, los departamentos en su generalidad se sitúan en los cuadrantes I y III. Lo anterior expresa un predominio de la asociación espacial positiva. La consideración precedente es especialmente visible en el cuadrante III de los años 2012 y 2016.

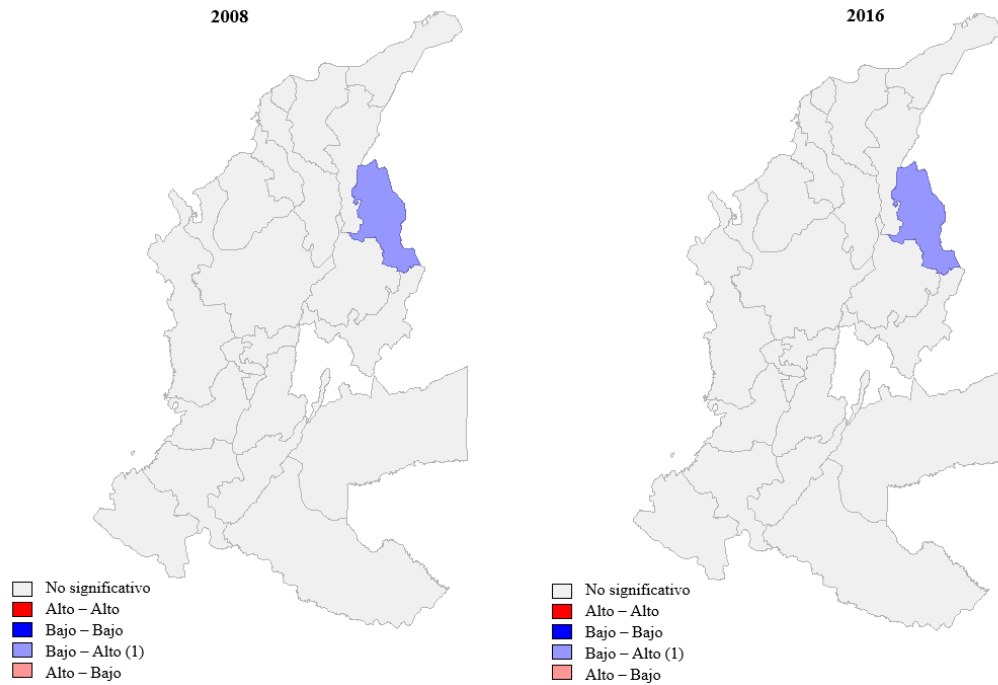
En adición, el gráfico de dispersión de Moran ilustra de forma preliminar, la presencia de “cluster” o agrupaciones de departamentos con mayor dependencia espacial. De lo anterior se aduce la presencia de un primer “cluster” de regiones situadas en el cuadrante inferior izquierdo, es decir, departamentos con PIB per cápita inferior a la media y cuyos vecinos esquematizan baja producción agregada.

Desde otro punto de vista, el departamento de Meta y Bogotá, D.C, se han mantenido en el cuadrante I durante los 3 años analizados 2008. De lo anterior es factible aducir que el entorno de un alto producto interno bruto per cápita que ha rodeado estas regiones es explicado por su cercanía. En contraste, según el gráfico 4, el departamento de Córdoba, si bien si sitúa para los tres periodos en el cuadrante III, su proximidad con la intersección de los ejes permite inferir un cambio hacia el cuadrante II, donde predominan regiones de bajo ingreso. En el caso particular del departamento Córdoba, la situación descrita es explicada por su vecindad con el departamento de Antioquia, región con alto producto per cápita.

En discusión con estudios afines, Rey y Montouri (1999) y Rey y Janikas (2005) estiman una relación positiva entre la convergencia sigma y la dependencia espacial. En hallazgos similares para el caso colombiano, Royuela y García (2015) evidencia relación positiva en el PIB per cápita departamental en el periodo 1975 – 2005.

Finalmente, el mapa de autocorrelación local espacial LISA (gráfico 5) indica ausencia de clusters o agrupamientos departamentales; es decir, las estimaciones no muestran evidencia estadística en torno a la localización de departamentos ubicados en zonas cercanas y de ingresos per cápita similar. Sin embargo, para el año 2008 y 2016 se identifica a Norte de Santander, cuyo ingreso per cápita es bajo, rodeado de departamentos con ingreso per cápita alto.

**Gráfico 5.** Mapa LISA. PIB per cápita, 2008 – 2016.

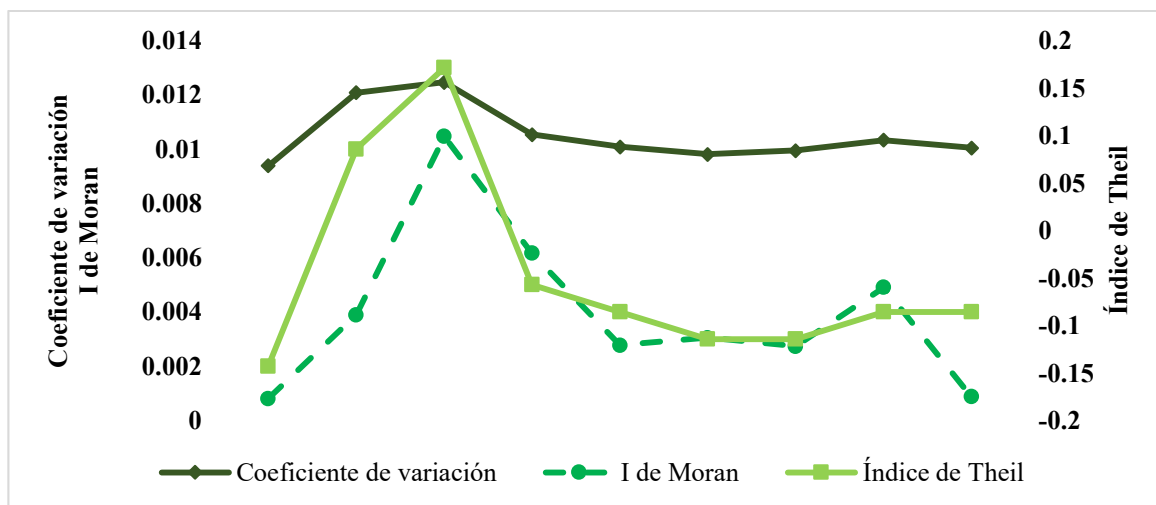


Fuente: Elaboración del autor.

#### 4.1.2 INDICADOR DE DESEMPEÑO FISCAL

De otra parte, en el análisis del desempeño fiscal, el gráfico 6 ilustra el comportamiento del indicador global de autocorrelación espacial de la I de Moran y el coeficiente de variación del indicador de desempeño fiscal y la evolución del índice de Theil.

**Gráfico 6.** Coeficiente de variación del desempeño fiscal, índice de Theil e indicador de auto correlación global espacial, 2008 – 2016.



**Fuente:** Dane, elaboración del autor.

Primero, de acuerdo con la información contenida en el gráfico 6, el progreso del indicador de desempeño fiscal no denota evidencia de convergencia en la variable institucional medida por el coeficiente de variación. No obstante, a partir del año 2012 se observa una menor variación en el indicador en comparación con los años 2009 y 2010. En relación con el indicador de asociación global espacial I de Moran, se muestra negativo para 8 periodos; lo anterior ilustra asociación espacial negativa. Sin embargo, en revisión con el anexo 1, el indicador no es estadísticamente significativo y en este sentido se infiere aleatoriedad en la distribución del desempeño fiscal; en consecuencia, no se pronostica la existencia de “cluster” en el desempeño fiscal.

Desde otra perspectiva, la tabla 4 relaciona los estadísticos de tendencia central, posición y asociación global espacial observados en el análisis del indicador de desempeño fiscal. En síntesis, las estimaciones contenidas en la tabla 4, son consecuentes con la información que reporta el gráfico 6 en el sentido de la persistencia en la dispersión de los resultados en desempeño fiscal y la ausencia de correlación espacial.

**Tabla 4.** Convergencia sigma – Indicador de Desempeño Fiscal, 2008 – 2016.

Año	Media	Mediana	Percentil 25	Percentil 75	Desviación estándar	Coefficiente de GINI	Coefficiente de variación	Índice de Theil	I de Moran	C de Geary
2008	74.368	75.481	72.428	76.706	5.140	0.030	0.068	0.002	-0.177	1.054
2009	57.783	57.333	55.448	62.819	8.316	0.069	0.145	0.010	-0.089	0.963
2010	61.799	65.121	55.612	67.750	10.188	0.087	0.156	0.013	0.099	0.820
2011	70.764	72.957	67.078	74.585	7.419	0.050	0.101	0.005	-0.024	0.876
2012	72.265	73.639	70.218	76.065	6.502	0.041	0.088	0.004	-0.121	0.977
2013	71.946	73.373	69.076	74.818	5.901	0.042	0.080	0.003	-0.113	0.986
2014	73.097	74.628	70.948	76.677	6.303	0.044	0.084	0.003	-0.122	1.022
2015	74.026	75.408	71.579	78.171	7.175	0.044	0.095	0.004	-0.06	0.942
2016	73.899	75.115	72.62	77.115	6.541	0.040	0.087	0.004	-0.175	1.054

**Nota:** (\*) Significativo al 10%; (\*\*) Significativo al 5%; (\*\*\*) Significativo al 1%.

**Fuente:** Elaboración del autor.

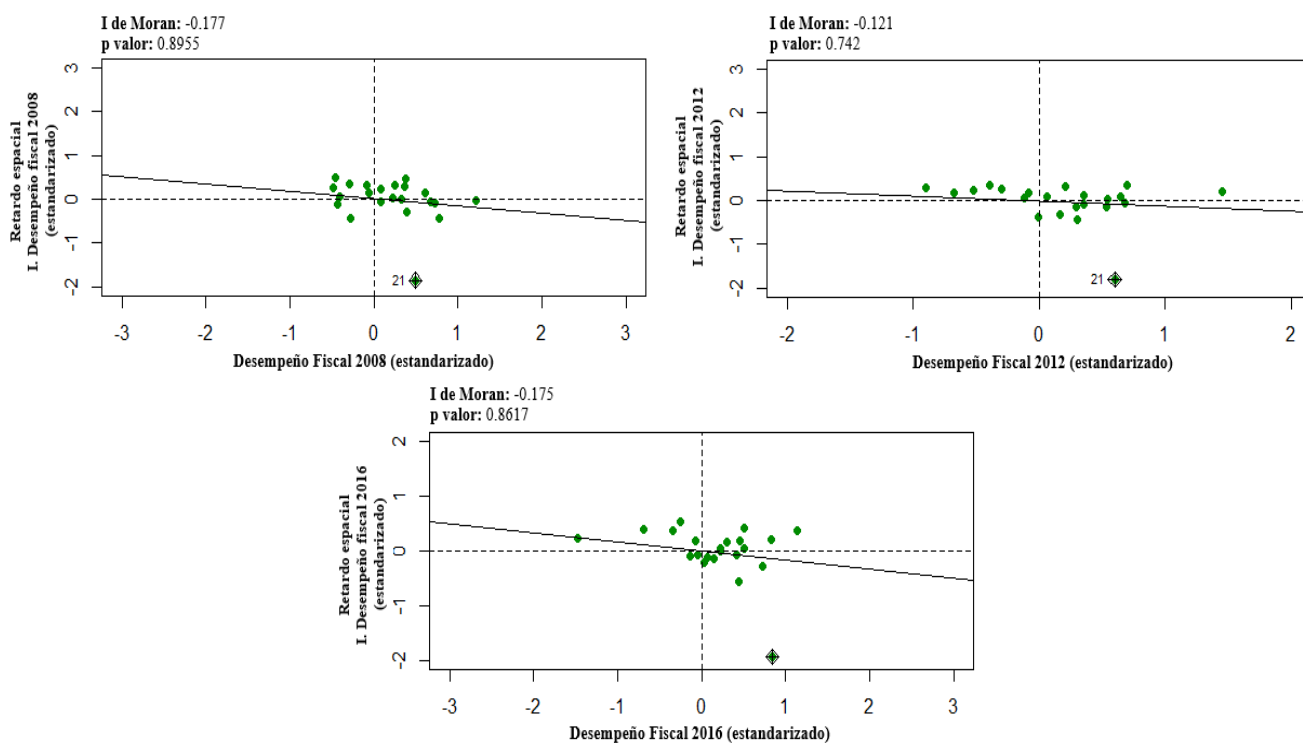
En observación con las medidas de tendencia central, la media del desempeño fiscal para los 23 departamentos evaluados presenta estabilidad a partir del año 2010. En esta lógica, es relevante el menor desempeño fiscal presentado en el año 2009 y su pico más alto en el año 2008. En este sentido, la tabla 4 configura evidencia de no convergencia en el desempeño fiscal en el análisis particular de la desviación de los datos respecto a la media; así, en términos relativos, se observa mayor dispersión entre el año 2008 y 2016. Lo anterior es consecuente con el coeficiente de variación presentado en el gráfico 6.

En referencia con las medidas de posición, el percentil 25 y el percentil 75 no denotan tendencias específicas vinculadas con el desempeño fiscal en las unidades analizadas. En relevancia, para el año 2009, el 25 por ciento de los departamentos si situaron por debajo del umbral de 55 puntos en el indicador, menor frecuencia en el año. Por su parte, en el año 2015, el 75% de las unidades evaluadas se ordenaron por debajo de un puntaje equivalente a los 78 puntos. En examen de los indicadores de asociación espacial (C de Geary), la ausencia de significancia estadística aduce la omisión de correlación espacial en el indicador de desempeño fiscal.

En evaluación de los efectos espaciales sobre el indicador de desempeño fiscal y en continuidad con las especificaciones previamente descritas, el gráfico 7 esboza el indicador de desempeño fiscal (estandarizado) de cada unidad frente a su retardo espacial para los años 2008, 2012 y 2016. En alusión al gráfico 7, dos eventos denotan asociación espacial negativa en el indicador de desempeño fiscal: primero, la mayor presencia de unidades en los cuadrantes II y IV y segundo, la pendiente de la recta.

En concreto, la presencia de 6 departamentos en el cuadrante II y 6 departamentos en el cuadrante IV, develan asociación entre unidades que presentan indicadores de desempeño fiscal disímiles. Lo anterior es previsto en el año 2008 y el año 2016.

**Gráfico 7.** Diagrama de dispersión de Moran para el indicador de desempeño fiscal, 2008 y 2016.

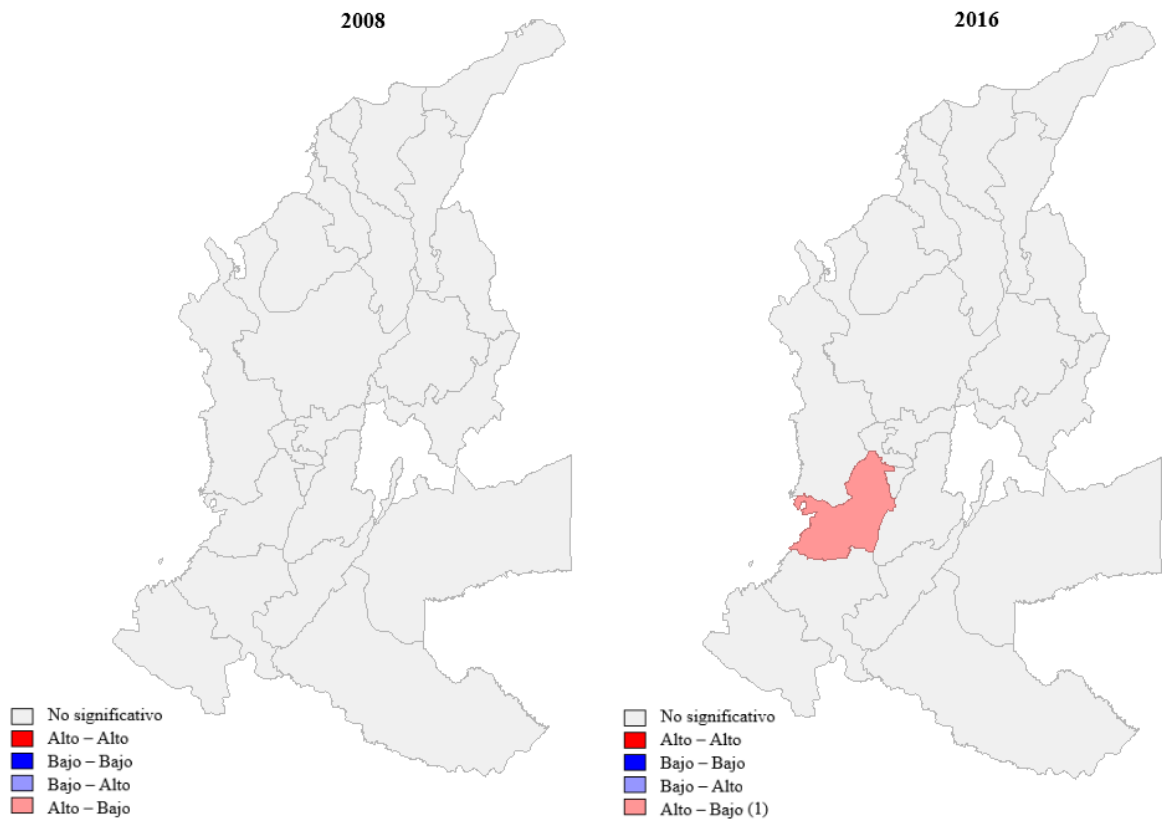


**Fuente:** DNP, elaboración del autor.

Finalmente, al igual que en el análisis para el PIB per cápita, no se perciben la formación de “clusters” o agrupamientos de departamentos en torno al desempeño fiscal para los dos años analizados. Lo anterior implica la ausencia de evidencia estadística en relación con la

localización de departamentos cercanos con una gestión fiscal similar a la de sus vecinos. Por otra parte, para el año 2016 se identifica al departamento del Valle del Cauca, cuyo desempeño fiscal es alto, rodeado de departamentos con baja calificación en el mismo indicador.

**Gráfico 8** .Mapa LISA. Desempeño fiscal, 2008 y 2016.



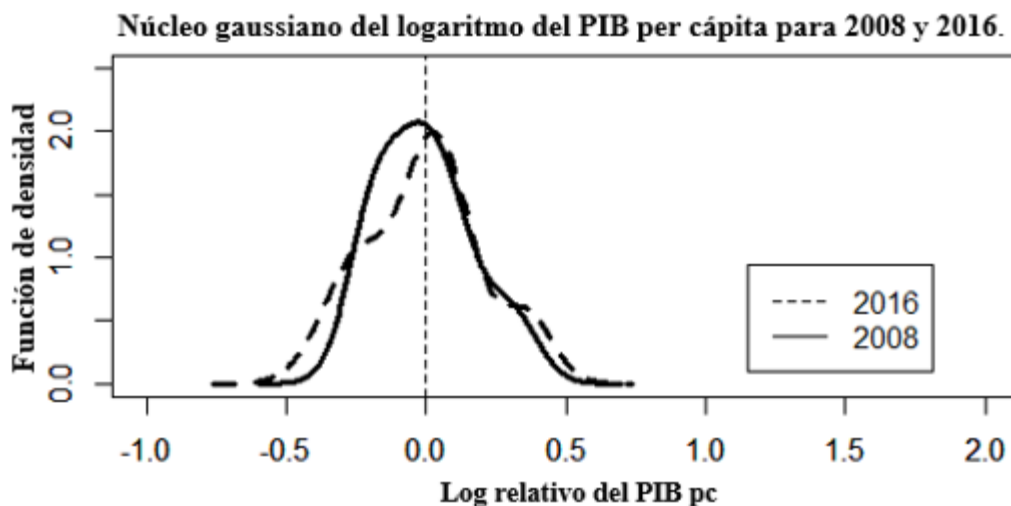
**Fuente:** Elaboración del autor.

## 4.2 DINÁMICA DE LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL: KERNELS ESTOCÁSTICOS

### 4.2.1 PIB PER CÁPITA

En adelante se explora la convergencia económica en los departamentos colombianos siguiendo la propuesta de Quah (1996, 1996<sup>a</sup>, 1997). La información aportada por las funciones de densidad que se muestran en el gráfico 9 ilustran el comportamiento de la distribución del PIB per cápita relativo a la media nacional para los años 2008.

**Gráfico 9.** Densidad de Kernel univariado, PIB per cápita.



**Fuente:** Elaboración del autor.

En principio, se visualiza que la distribución del PIB per cápita en Colombia entre los dos años expresado en el gráfico 9 es bimodal indicando la existencia de departamentos con bajo y alto nivel agregado. Así mismo, a partir del gráfico 9 se infiere que la distribución de la riqueza departamental en Colombia durante los años 2008 – 2016 ha experimentado cambios poco significativos; lo anterior revela persistencia en la distribución del ingreso.

Adicionalmente, en ambas figuras se observa que la situación de los departamentos con menores niveles de desarrollo ha permanecido inalterable. Lo anterior se aduce considerando que la cola izquierda de la distribución para el año 2008 y 2016 siguen el mismo

comportamiento. De manera simultánea, lo anterior se observa en la cola derecha de la distribución. En referencia, se esgrime que no hubo cambios significativos en la distribución del ingreso per cápita en los años 2008 y 2016.

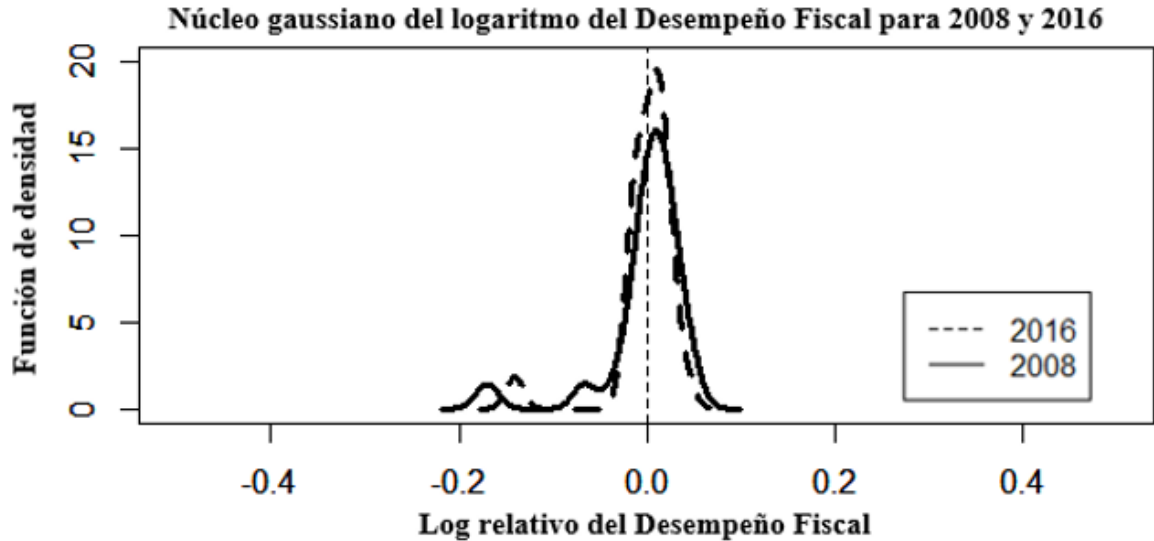
La dinámica distribucional del PIB per cápita en los departamentos colombianos se refleja en el gráfico 10; en concreto, el propósito es “mapear” la distribución del ingreso per cápita en el 2008 frente a su evolución 9 años después.

Las estimaciones obtenidas para los años 2008 – 2016 ilustradas en el gráfico 10 son concluyentes en el sentido de la persistencia en la distribución del ingreso departamental. Lo anterior apreciación es derivada de la presencia de la gran mayoría de las unidades estudiadas sobre la diagonal de 45°. En consecuencia, se asiente que, en términos relativos, un gran número de departamentos conservan su posición en el año 2016 con relación al 2008; esto es, la dinámica distribucional conserva su patrón para los 9 años analizados.

De otra parte, el gráfico 10 devela a su vez, otra característica relevante: el mapa de densidad expone la presencia de tres modas en la distribución. La primera de ellas con valores que fluctúan entre 0.3 y 0.4; a continuación, una fuerte densidad con valores que oscilan entre 0.6 y 0.8 y otra que se encuentra en proximidad hacia la derecha. Lo anterior permite inferir un proceso de persistencia en la distribución del ingreso departamental considerando la concentración en dos polos.



**Gráfico 11.** Densidad de Kernel univariado, desempeño fiscal.

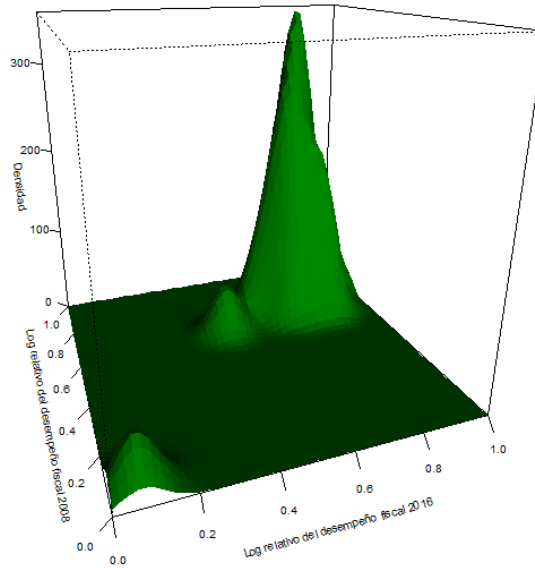


**Fuente:** Elaboración del autor.

A partir del gráfico 11 se infiere que la distribución de la gestión fiscal en Colombia durante los años 2008 – 2016 ha experimentado cambios poco significativos; lo anterior corrobora que la distribución del indicador de desempeño fiscal en Colombia es bimodal, denotando la existencia de asimetrías en la gestión fiscal entre los 23 departamentos analizados dada la presencia de regiones con gestión fiscal solvente y otros en riesgo.

Adicionalmente, en ambas figuras se observa que la situación de los departamentos con peor desempeño fiscal ha permanecido inalterable. Lo anterior se aduce considerando que la cola izquierda de la distribución para el año 2008 y 2016 siguen el mismo patrón. La misma acotación es extrapolable a la cola derecha de la distribución. En concordancia con el anterior inciso, el gráfico 11 no permite evidenciar mejoras en la gestión fiscal departamental, a pesar de los esfuerzos desde el orden nacional por transformar los territorios a través del “buen” gobierno.

**Gráfico 12.** Dinámica del desempeño fiscal relativo de 23 departamentos colombianos, 2008 – 2016.



**Fuente:** Elaboración del autor.

Fundamentalmente el gráfico 12 denota como característica principal la presencia de tres modas en la distribución espacial del indicador de desempeño fiscal. La primera de ellas con valores que fluctúan entre 0 y 0.2. Seguidamente, una segunda moda con valores relativos respecto a la media nacional en un intervalo entre 0.4 y 0.6. A la derecha, se observa una fuerte densidad con valores que oscilan entre 0.6 y 1.0. En referencia con lo anterior, el kernel trivariado es consistente con la información que se presenta en el gráfico 11 en el sentido de confirmar persistencia en las asimetrías en la gestión fiscal de los departamentos en Colombia.

#### 4.3 CONVERGENCIA BETA

##### 4.3.1 CONVERGENCIA BETA NO CONDICIONAL (EFECTOS ESPACIALES)

De acuerdo con Gómez (2006), la convergencia Beta configura una relación inversa entre la tasa de crecimiento de la renta per cápita y el nivel inicial de esta; es decir, se observa convergencia tipo Beta si se evidencia reducción en el retardo relativo entre las tasas de crecimiento del PIB per cápita en dos momentos del tiempo. En referencia con las estimaciones para el análisis de convergencia Beta no condicionada con efectos espaciales, la tabla 5 presenta los resultados para datos de sección cruzada sin la inclusión de regresores y con diferentes tipos de patrones espaciales detectados.

El modelo estimado sin la inclusión de efectos espaciales no muestra evidencia estadística en relación con la hipótesis de convergencia. En consistencia con estos resultados, a la luz de distintos patrones espaciales, aunque el signo en la variable de interés es el esperado, no existe evidencia estadística de convergencia Beta no condicionada; lo anterior indica que, bajo esta mirada, el cambio en la tasa de crecimiento de un departamento no incide en el ingreso per cápita de sus vecinos.

#### 4.3.2 CONVERGENCIA BETA CONDICIONADA (EFECTOS ESPACIALES)

La tabla 6 expone el enfoque de convergencia Beta condicional en los departamentos colombianos en los años 2008 – 2016. Para tal fin, la convergencia Beta condicionada se evalúa a partir de un modelo de panel con efectos fijos y la inclusión de un conjunto de regresores que constituyen el estado estacionario de cada una de las unidades analizadas.

La selección del panel con efectos fijos como alternativa a los efectos aleatorios se fundamenta en la estimación del test de Hausman. De lo anterior, de acuerdo con Mutl y Pfaffermayr (2008), la hipótesis alternativa en el test de Hausman señala que los estimadores por efectos aleatorios son inconsistentes, por su parte, los estimadores para efectos fijos son consistentes. Los resultados del test se encuentran en la tabla A1 de los anexos indicando que es preferible los efectos fijos antes de los efectos aleatorios.

De acuerdo a la tabla 6, los coeficientes obtenidos en el modelo estimado para evaluar la convergencia tipo Beta condicionada sin efectos espaciales, modelan un proceso de catching up. En específico, el coeficiente negativo es estadísticamente significativo al 1%. Los anteriores resultados revelan evidencia estadística para inferir que los departamentos de menor ingreso per cápita en 2008, a saber, Chocó, Nariño, Sucre, Caquetá, Cauca y Magdalena han presentado tasas de crecimiento más altas en los 9 años evaluados. En adición, el modelo condicionado por independencia de los efectos del tiempo para cada departamento estipula que se requieren 5.27 años para cerrar en un 50 por ciento las brechas regionales. En continuidad con el modelo condicionado y en relación con los efectos del indicador de desempeño fiscal, el estimador es estadísticamente significativo al 10% y su signo es el esperado.

En virtud de las estimaciones previstas en el modelo de convergencia Beta condicional sin efectos espaciales, se aduce problemas de especificación derivados de la omisión de variables que relacionan espacialmente a las observaciones. En consecuencia, a través de las teorías de la economía regional y la Nueva Geografía Económica (NGE) se ha deliberado en torno a la existencia del sesgo en el estudio de la convergencia económica que subyace por la presencia de dependencia espacial entre regiones. En consideración, los “spillovers” geográficos, conducen a que los términos de error estén correlacionados espacialmente, es decir, que no sean independientes entre regiones o países vecinos (Anselin, 1988; Rey y Montouri, 1999; Battisti y Di Vaio, 2008).

Expuesto lo anterior, la tabla 6 reporta las estimaciones para diferentes modelos de dependencia espacial en el análisis de convergencia Beta condicionada (efectos fijos) para los años 2008 – 2016. En atención con los efectos espaciales detectados, las estimaciones generalmente usadas corresponden a los modelos de rezago espacial y error espacial (SARFE y SEMFE, en datos de panel con efectos fijos). En esencia, el modelo SARFE está caracterizado por su estructura lineal autorregresiva y, de esta manera, en relación con la tabla 6, la ausencia de significancia estadística en el parámetro espacial autorregresivo, denota omisión en el rezago espacial en la variable dependiente. En análisis con la variable de interés, el modelo de rezago espacial con efectos fijos indica evidencia de convergencia

en los años 2008 – 2016. Finalmente, el indicador de desempeño fiscal si bien presenta el signo esperado no es estadísticamente significativo.

Segundo, las estimaciones presentadas en la tabla 6 referentes al modelo de error espacial (SEMFE), revelan que los coeficientes presentan signos esperados, tanto para la variable de convergencia como para el indicador de desempeño fiscal. No obstante, a diferencia del modelo SARFE, la variable de institucionalidad es significativa al 5. En particular, la especificación descrita, incorpora la dependencia espacial al término del error.

En tercer lugar, el modelo mixto regresivo auto-regresivo espacial con perturbaciones espaciales autorregresivas denota los signos esperados y significancia en el parámetro espacial  $\lambda$ . En este sentido, el coeficiente en la estructura espacial autorregresiva para la perturbación aleatoria, representa indicios de la dependencia manifestada mediante rezago espacial. Lo anterior aunado a la significancia al 1% en la variable de convergencia expresa la presencia de los efectos espaciales en la convergencia económica en los años 2008 – 2016 para 23 departamentos colombianos.

En continuidad, de acuerdo con Anselin (2002), la manipulación del modelo SAR produce una forma estructural alternativa conocida como modelo espacial de Durbin o factor común. Esta especificación incluye tanto una variable dependiente espacialmente rezagada como variables explicativas rezagadas espacialmente. En descripción de la información contenida en la tabla 6, el modelo espacial de Durbin y el modelo de error espacial de Durbin tienen signos esperados en la variable de convergencia y el indicador de desempeño fiscal. No obstante, esta última variable solo es significativo en la especificación de error espacial.

El último modelo considerado con el propósito de detectar incidencia espacial es el referido SLX. En concreto este tipo de modelos incorpora los efectos espaciales en las variables explicativas. En virtud de los resultados, la variable de convergencia es significativa al 1% y el indicador de desempeño fiscal es significativo al 5%. Ambos coeficientes presentan los signos esperados.

En general, sobre las estimaciones presentadas en la tabla 6 son relevantes los signos esperados en los coeficientes de las variables de desempeño fiscal y convergencia. En

adición, los coeficientes para la variable de convergencia son estadísticamente significativos a diferentes niveles en todos los modelos. Asimismo, SARARFE arroja indicios de dependencia espacial en el análisis de la convergencia entendiendo que los rezagos espaciales de las perturbaciones explican de manera significativa los niveles de crecimiento del ingreso per cápita.

Finalmente, en relación con la velocidad de convergencia y el tiempo estipulado para el cierre de brechas, los modelos que se relacionan en la tabla 6 definen mayor velocidad de convergencia en el modelo espacial de Durbin, el modelo de error espacial de Durbin y el modelo SLX.



**Tabla 5.** Convergencia Beta no condicionada

**Tabla 6.** Convergencia Beta no condicionada

<b>Convergencia Beta no condicionada</b>							
<b>Sección Cruzada</b>							
	<b>ML</b>	<b>ML</b>	<b>ML</b>	<b>ML</b>	<b>ML</b>	<b>ML</b>	<b>ML</b>
	<b>Sin Efectos Espaciales</b>	<b>Modelo Espacial Autorregresivo (SAR)</b>	<b>Modelo de error espacial (SEM)</b>	<b>Modelo Espacial de Durbin</b>	<b>Modelo Error Espacial de Durbin</b>	<b>Modelo SAC – SARAR – SARMA</b>	<b>Modelo SLX</b>
<b>Log PIB Per cápita</b>	-0.009 (0.0090)	-0.007 (0.0085)	-0.007 (0.0088)	-0.007 (0.0207)	-0.007 (0.0092)	-0.007 (0.0088)	-0.002 (0.0226)
<b>Velocidad de convergencia (Divergencia)</b>	0.09%	0.09%	0.09%	0.09%	0.09%	0.09%	0.02%
<b>Rho</b>		0.243		0.240		0.166	
<b>Lamda</b>			0.243		0.229	0.134	
<b>Observaciones</b>	23	23	23	23	23	23	23
<b>R<sup>2</sup></b>	0.044						0.045
<b>AIC</b>		-112.95	-112.94	-110.94	-110.91	-111.08	

**Nota:** (\*) Significativo al 10%; (\*\*) Significativo al 5%; (\*\*\*) Significativo al 1%.

**Fuente:** Elaboración del autor

**Tabla 7.** Convergencia Beta condicionada

Convergencia $\beta$ condicionada							
Datos de panel							
Efectos fijos							
Efectos espaciales							
	ML	ML	ML	ML	ML	ML	ML
Sin Efectos espaciales	Modelo Espacial Autorregresivo (SARFE)	Modelo de error espacial (SEMFE)	(SARARFE)	Modelo Espacial de Durbin	Modelo error Espacial de Durbin	Modelo SLX	
<b>Log PIB Per cápita</b>	-0.252*** (0.0471)	-0.249* (0.1222)	-0.252*** (0.0434)	-0.272*** (0.0406)	-0.366* (0.1254)	-0.363*** (0.0442)	-0.363*** (0.0492)
<b>Velocidad de convergencia (Divergencia)</b>	13.15%	13.06%	13.15%	13.75%	16.19%	16.12%	16.12%
<b>Indicador de desempeño fiscal</b>	0.154* (0.0610)	0.149 (0.1583)	0.149** (0.0566)	-0.001 (0.0494)	-0.005 (0.1662)	0.288*** (0.0802)	0.291** (0.0890)
<b>Rho</b>			0.0397	0.796***		0.0115	
<b>Lamda</b>		0.0418		-0.821***	0.0469		
<b>Observaciones</b>	184	184	184	184	184	184	184
<b>R<sup>2</sup></b>	0.185						0.39485

**Nota:** (\*) Significativo al 10%; (\*\*) Significativo al 5%; (\*\*\*) Significativo al 1%.

**Fuente:** Elaboración del autor

### 4.3.3 EFECTOS DIRECTOS E INDIRECTOS

De acuerdo con Elhorst y Halleck (2017), un efecto directo “mide el impacto marginal de una variación registrada en una variable explicativa de una unidad del corte transversal sobre la variable dependiente en esa misma unidad” (p, 34). Por su parte, los efectos indirectos o de desbordamiento espacial (efectos spillovers) estiman el impacto marginal que ocasiona un cambio en una variable explicativa de una región sobre la variable dependiente en una unidad vecina.

Por otra parte, en palabras de Elhorst y Halleck (2017), el modelo SLX es especialmente interesante cuando las investigaciones orientadas a la captura de los efectos espaciales “no están soportadas en teorías subyacentes que justifique el uso de un modelo alternativo” (p, 34). En consideración, la ausencia de un consenso en relación con la mejor aproximación para el estudio de convergencia condicionada y no condicionada, justifica derivar conclusiones para el caso colombiano a partir de los rezagos espaciales de las variables explicativas.

De esta manera, la consideración según la cual el modelo SLX no contiene rezago espacial en la variable dependiente, los efectos directos coinciden con las estimaciones de los coeficientes de las variables no espaciales; por su parte, los efectos indirectos están asociados a las variables explicativas con rezago espacial. Los efectos indirectos se observan en el coeficiente de la variable de interés a partir del modelo SLX contenido en la tabla 6.

**Tabla 8.** Efectos directos e indirectos (SLX).

	<b>Efectos Directos</b>	<b>Efectos Indirectos</b>
<b>Log desempeño fiscal</b>	0.154* (0.0610)	0.2919** (0.0890)

**Nota:** (\*) Significativo al 10%; (\*\*) Significativo al 5%; (\*\*\*) Significativo al 1%.

**Fuente:** Cálculo de los autores.

En consideración con la tabla 7, el coeficiente en el indicador del desempeño fiscal denota el efecto positivo que contiene las mejoras en la gestión fiscal de los departamentos colombianos sobre su tasa de crecimiento per cápita (efecto directo) y en adición, ejemplifica

los efectos indirectos o “spillovers” geográficos en el sentido de aportar al crecimiento económico de los departamentos vecinos.

## 5. CONCLUSIONES

---

En este trabajo se estudia la hipótesis de convergencia utilizando datos agregados a nivel departamental controlando por efectos espaciales e institucionales. Los resultados estimados arrojan evidencia estadística de convergencia sigma bajo la óptima del coeficiente de variación. Bajo esta mirada, la convergencia sigma viene acompañada de un proceso de convergencia Beta condicionada; en esta lógica, como se infiere a partir de las regresiones, la velocidad de convergencia varía según el modelo. En continuidad, dada la inclusión de efectos espaciales, los resultados exponen evidencia estadística para inferir que los departamentos se mueven hacia un estado estacionario.

En particular, bajo la perspectiva del modelo SLX, el rezago espacial en la variable de convergencia, genera efectos indirectos sobre sus vecinos; no obstante, los resultados de la investigación no muestran evidencia estadística en relación a la presencia de clusters o agrupaciones departamentales. Lo anterior puede explicarse debido a la heterogeneidad de los departamentos colombianos en términos de instituciones y cultura.

La reflexión final está orientada al reconocimiento del rol de las instituciones, ejemplificadas en el indicador de desempeño fiscal, sobre el crecimiento económico regional. En particular, la significancia detectada en el rezago espacial del indicador de desempeño fiscal de un departamento devela incidencia de forma positiva en el crecimiento per cápita de sus vecinos. En este sentido, para el caso colombiano, el desempeño está asociado principalmente a los ingresos municipales, los cuales a su vez dependen esencialmente del Sistema General de Regalías (SGR). De la consideración precedente se infiere que el mejor desempeño fiscal ilustrado en mayores ingresos del SGR genera efectos de desbordamiento en los departamentos vecinos. Expuesta la idea anterior, el análisis de las externalidades espaciales generadas por el desempeño fiscal, justifica nuevas explicaciones en la literatura económica para el caso de las regiones colombianas.

Una nueva explicación en relación con los efectos indirectos o “spillovers” geográficos que se derivan a partir de las mejoras en la gestión fiscal está orientada a la connotación del mejor desempeño fiscal como resultado de los ajustes tributarios. Lo anterior justifica a la luz del incremento en las cargas tributarias que mejora el desempeño fiscal y a su vez, expulsa gasto de inversión y, en consecuencia, mejora la tasa de crecimiento de los departamentos vecinos.

Los resultados previstos a partir del análisis de la convergencia Beta no condicionada y evidencia obtenida en torno a la presencia de los efectos espaciales suponen implicaciones en términos de política pública; lo anterior gira en torno al diseño de instrumentos donde los departamentos no se han vistos como regiones independientes, así como las mejoras en infraestructura con el propósito de viabilizar el comercio intrarregional en Colombia.

Los resultados de la investigación son concluyentes en el sentido de la contribución de las instituciones a la convergencia económica regional. Sin embargo, ha de ser necesario y oportuno explorar nuevas formas de abordar las instituciones como determinante profundo del crecimiento regional y factor fundamental para el cierre de brechas entre regiones en Colombia.

## REFERENCIAS

---

Acemoglu, D; Johnson, S y Robinson, J. (2004). Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth. Working Paper, Cambridge Mass.: *National Bureau of Economic Research*.

Acemoglu, D. y Robinson, J. (2012) Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity, and Poverty. New York: Crown Publishing Group.

Acevedo, S. (2003). Convergencia y crecimiento económico en Colombia 1980- 2000, *Ecos de Economía*, vol. 7, núm. 17, pp. 51-78.

Aguirre, K. (2005). Convergencia en indicadores sociales en Colombia. Una aproximación desde los enfoques tradicional y no paramétrico, *Desarrollo y Sociedad*, vol. 56.

Anselin, L. (2002). Under the hood. Issues in the specification and interpretation of spatial regression models. *Agricultural Economics*, 27 (3). 247–267.

Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association-LISA. *Geographical Analysis*. 27 (2), 93-115.

Anselin, L. (1993). The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. *Regional Research Institute*. 111-125.

Aguirre, K. (2005). Convergencia en estándares de vida: una aproximación desde los enfoques tradicional y no paramétrico para Colombia (1985-2000). Working paper.

- Ardila, L. (2004). Gasto público y convergencia regional en Colombia. *Ensayos sobre política económica*. 222-268.
- Aroca, P., and M. Bosch. (2000). Crecimiento, Convergencia y Espacio en las Regiones Chilenas. *Estudios de Economía*, 27(2), 199-224.
- Ayala, A., Cunado, J., y Gil-Alana, L. A. (2013). Real convergence: Empirical evidence for Latin America. *Applied Economics*. 22, 3220–3229.
- Baumol, W., (1986). Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show. *American Economic Review*, 76, pp. 1072-1085.
- Barro, R. and Sala-i-Martin, X., (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.
- Bernard, A. and Durlauf, S., (1995). Convergence in international output. *Journal of Applied Econometrics*, 10, 97-108.
- Branisa, B.; Cardozo, A. (2009). Regional Growth Convergence in Colombia using Social Indicators, Discussion papers, Ibero America Institute for Economic Research, 195.
- Bonet, J.; Meisel, A. (1999). La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926-1995, *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, 8, Banco de la República.
- Bonet, J. y Meisel, A. (2006). Polarización del ingreso per cápita departamental en Colombia, 1975-2000, *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*. 76, Banco de la República.
- Bonilla, A. (2017) “Are South American countries really converging?: the influence of the region's integration projects” *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 20 (3): 130-149.
- Bourdin S (2015) National and regional trajectories of convergence and economic integration in Central and Eastern Europe. *Canadian Journal of Regional Science*, 38(3): 55-63.

Buendía, J.; Yago, M. y Sánchez, J. (2012). Estimación de la renta bruta disponible municipal mediante técnicas de econometría espacial. Un ejercicio de aplicación. *Revista de Estudios Regionales*. 93, 119-142.

Cárdenas, M.; Pontón, A.; Trujillo, J. (1993). Convergencia y migraciones interdepartamentales en Colombia: 1950-1983, *Coyuntura Económica*, 23 (1), 111-137.

Canarella, G. y Pollard, S. (2006). Distribution dynamics and convergence in Latin America: A non-parametric analysis. *International Review of Economics*. 1(53), 68-95.  
<https://doi.org/10.1007/BF03029850>

Ceylan, R; Abiyev, V. An examination of convergence hypothesis for EU-15 countries *Int. Rev. Econ. Financ.* 45 (2016), 96-105.

Cornia, G. A. (2010). Income Distribution under Latin America's New Left Regimes. *Journal of Human Development and Capabilities*, 11 (1), 85–114.  
<https://doi.org/10.1080/19452820903481483>

DNP (2010). Plan Nacional de Desarrollo 2010-2014: Prosperidad para todos. Bogotá: Departamento Nacional de Planeación (DNP). Available from:  
<https://www.dnp.gov.co/Plan-Nacional-de-Desarrollo/PND-2010-2014/Paginas/Plan-Nacional-De-2010-2014.aspx>

DNP (2014) Plan Nacional de Desarrollo 2014-2018: Todos por un Nuevo País. Bogotá: Departamento Nacional de Planeación (DNP). Available from:  
<https://www.dnp.gov.co/Plan-Nacional-de-Desarrollo/Paginas/Que-es-el-Plan-Nacional-de-Desarrollo.aspx>

Díaz-Dapena, A.; Rubiera, F. Moura, M. y Silva, A. Convergence in Brazil: new evidence using a multilevel approach. *Applied Economics*. 49 (50), 5050-5062  
<https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1299101>

Domar, E. (1947). Expansion and Employment. *The American Economic Review*. 1 (37). 34-55.

Dowrick, S., Dunlop, Y. y Quiggin, J. (2001). Social indicators and true comparisons of living standards. *Journal of Development Economics*, 70 (26), 501–529. Retrieved from <http://www.uq.edu.au/economics/johnquiggin/JournalArticles03/SocialIndicators03.pdf>

Durlauf, S. (1991). “Nonergodic Economic Growth”, en *NBER*, Documento de trabajo, No. 3719.

Dusek T, Kotosz B (2016) *Területi statisztika*. Akadémiai Kiadó, Budapest.

Elhorst, P. y Halleck, S. (2017). El modelo SLX: Ampliación de la forma general, y sensibilidad de los desbordamientos espaciales a la especificación de la W. *Papeles de Economía Española*. 152, 34-50

Franco, L.; Raymond, J. (2009). Convergencia económica regional: el caso de los Departamentos colombianos, *Ecós de Economía*. 28 (13).

Gadea Rivas, M. D. y Sanz Villarroya, I. (2017). Testing the convergence hypothesis for OECD countries: a reappraisal. *Economics-the open access open-assessment e-journal*, 11. <https://doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2017-4>

Galvis Aponte, L. A. y Hahn-de-Castro, L.W. (2015). Crecimiento municipal en Colombia: el papel de las externalidades espaciales, el capital humano y el capital físico. *Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional*, (216), 1-60.

Galvis Aponte, L. A.; Hahn-de-Castro, L.W.; Galvis Larios, W. (2017). Una revisión de los estudios de convergencia regional en Colombia. *Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional*, (264), 1-42.

Gómez, C. (2006). Convergencia regional en Colombia: un enfoque en los Agregados Monetarios y en el Sector Exportador, *Ensayos sobre economía regional*. 45.

- Gonzales de Olarte, E. y Trelles, J. (2004). Divergencia y convergencia regional en el Perú: 1978-1992. *Revista del Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica de Perú*. 53, 35-63
- Hall, J (2015). Institutional convergence: exit or voice? Working paper.
- Halleck, S. y Elhorst, J. (2012) On spatial econometric models, spillover effects, and W. University of Groningen, Working paper
- Harrod, F. (1939). An essay in dynamic theory. *The Economic Journal*, 193 (49), 14-33.
- Kauffman, D; Kraay, A. and Zoido-Lobaton, P. (1999) *Governance Matters*. World Bank. Policy Working Paper, Washington D.C.: World Bank.
- Källström, J. (2012) An empirical study of regional convergence, inequality, and spatial dependence in the enlarged European Union. Working paper.
- Kenny, C. (2005). Why are we worried about income? Nearly everything that matters is converging. *World Development*, 33(1), 1–19. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.06.016>
- Kotosz, B. y Lengyel, I. (2017). Regional growth and convergence of the nuts 3 regions of eastern european countries. *Paper presented at the 57th ERSA Congress: Social Progress for Resilient Regions, Groningen, 29 August – 1 September 2017*.
- Krugman P (1991) Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy* 99(3): 483–499.
- León, G. (2013). Crecimiento y convergencia económica: Una revisión para Colombia. *Dimensión Empresarial*, 11 (1), 61–76.
- Lengyel I. y Szakálné Kanó I. (2012): Competitiveness of Hungarian Urban Micro-regions: Localization Agglomeration Economies and Regional Competitiveness Function. *Regional Statistics*. 2. 27-44.

- León, G.; Benavides, H. (2015). Inversión pública en Colombia y sus efectos sobre el crecimiento y la convergencia departamentales. *Dimensión Empresarial*, vol. 13, núm. 1, pp. 57-72.
- Loaiza, O. y Moncada, J. (2013). A study of regional gaps in Colombia through exploratory and confirmatory spatial data analysis: 1985-2010. *MPRA Paper*.
- Lim, L. y Chong, S. (2015) The Convergence of China's Foreign and Domestic Investment Regimes and China's Investment Treaty Commitments. *Journal of International Arbitration*. 32 (5), 461–492
- López-Tamayo, J. – Ramos, R. – Suriñach, J. (2014): Institutional and Socio-Economic Convergence in the European Union. *Croatian Economic Survey*, 16(2): 5–28.
- Lucas, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(February), 3–42. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)
- Mankiw, N. G., Romer, D. y Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- Martin R (1999) The new 'geographical turn' in economics: some critical reflections. *Cambridge Journal of Economics* 23(1): 65–91.
- Monfort, P. (2008). Convergence of EU Regions. Measures and evolution: European Commission, Regional Policy.
- Montero, C. y del Río Rivera, M. A. (2013). Convergencia en Bolivia: un enfoque espacial con datos de panel dinámicos. *Revista de Economía del Rosario*, 16(2), 233-256.
- Moreno, R. y Vayá, E. (2000): Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: La econometría espacial. Edicions Universitat de Barcelona, Barcelona.
- Mutl, J. y Pfaffermayr, M. (2008). The Spatial Random Effects and the Spatial Fixed Effects Model: The Hausman Test in a Cliff and Ord Panel Model. *IHS Economics Series Working Paper 229*.

- Niebuhr A. (2001): Convergence and the Effects of Spatial Interaction. *Jahrbuch für Regionalwis-senschaft* (21), 113-133
- Park, C. y Mercado, R. Economic convergence, capital acumulation, and income traps: Empirical evidence. *TEP Working Paper*. 1117.
- Pietrzak, M. y Balcerzak, A. (2017). Human Development and Quality of Institutions in Highly Developed Countries. *Eurasia Business and Economics Society*. (1), 231-241.
- Quah, D. (1996). Empirics for Economic Growth and Convergence. *European Economic Review*, 40,1353-1375.
- Quah, D. (1996a). Convergence as Distribution Dynamics (with or without growth). *Centre for Economic Performance*, No. 317, noviembre.
- Quah, D. (1997). Regional Cohesion from Local Isolated Actions: II. Conditioning”, en *Centre for Economic Performance*.
- Quah, D. (1999). Ideas determining convergence clubs. *Working Paper* (Incomplete Version).
- Ramírez, M.A. y Ayala, J. (2014). Convergencia regional en Colombia: diferentes metodologías utilizando el PIB per cápita departamental. *Documentos de trabajo de la Universidad Católica de Colombia*, 1-21.
- Resende G. M., de Carvalho A. X. y Sakowski P.A.M., Cravo T. A. 2016. Evaluating multiple spatial dimensions of economic growth in Brazil using spatial panel data models. *The Annals of Regional Science*, 56(1): 1-31.
- Rey, S. J. y Montouri, B. D. (1999). US regional income convergence: A spatial econometric perspective. *Regional Studies*, 33(2), 143-156.
- Rey, S.J. and Janikas, M.V. (2005). Regional convergence, inequality, and space. *Journal of Economic Geography*. 5, 155-76.

- Rey, S. J y Dev, B. (2006)  $\sigma$ -convergence in the presence of spatial effects. *Papers in Regional Science*. 85(2):217–234
- Rocha, R. y Vivas, A. (1998). Crecimiento regional en Colombia: ¿persiste la desigualdad?, *Revista de Economía del Rosario*, vol. 1, pp. 67-108.
- Rodrik, D., Subramanian, A., Trebbi, F. (2002). Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w9305>
- Romer, D. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *The Journal of Political Economy* 94(5): 1002–1037.
- Royuela, V.; García, G. (2015). Economic and Social Convergence in Colombia, *Regional Studies*, vol. 49, núm. 2, pp. 219-239.
- Sánchez T., F. y Núñez M., J. (2000). La geografía y el desarrollo económico en Colombia: una aproximación municipal. *Desarrollo y Sociedad*, (46), 43-108
- Savoia, A. and Sen, K. (2012). Do we see convergence in institutions? A cross-country analysis. Working paper no. 33, *Development Economics and Public Policy*.
- Serra, M. I., M.F.Pazmino, G. Lindow, B. Sutton, and G. Ramirez. (2006). Regional Convergence in Latin America. *International Monetary Fund Working Paper*, 06 (125), 1-29.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Stiglitz, J. (1998) More Instruments and Broader Goals: Moving Toward the Post-Washington Consensus. *WIDER Annual Lecture 2*.
- Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, 32(2), 334-361.

Szeles, M y Muñoz, R. (2016). Analyzing the Regional Economic Convergence in Ecuador. Insights from Parametric and Nonparametric Models. *Journal for Economic Forecasting*. (2), 43-65.

Venables A, J. (2008) new economic geography. In: Durlauf SN and Blume LE (eds), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Basingstoke: Palgrave Macmillan.

**A1.** Test de Hausman para modelos espaciales

<b>Modelo</b>	<b>Chi-cuadrado</b>	<b>p-valor</b>
SARFE – SARRE	4.5394	0.6041
SEMFE – SEMRE	60.003	4.495
SARARFE - SARARRE	52.382	1.562
SDEMFE - SDEMRE	83.129	8.056
SLXFE - SLXRE	108.6	2.200

**Nota:** Hipótesis alternativa: Un modelo es inconsistente.

FE: Efectos fijos

RE: Efectos aleatorios

**Fuente:** Elaboración del autor.