



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

LII Reunión Anual

Noviembre de 2017

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-5-3

Convergencia Regional Argentina: Análisis
exploratorio y econométrico espacial basado en el
Producto Bruto Geográfico Departamental

Talassino, Mauricio Rodrigo

Convergencia Regional Argentina: Análisis exploratorio y econométrico espacial basado en el Producto Bruto Geográfico Departamental

Mauricio Rodrigo Talassino
CONICET & UNSTA - CIEDH
mauricialassino@gmail.com

Resumen

Usualmente, en los análisis de convergencia regional se utilizan datos de producto bruto a nivel provincial o estatal, lo que en algunos casos puede implicar una limitación en cuanto a la cantidad de observaciones. Si se buscan incorporar elementos de estadística y econometría espacial en el análisis, un bajo número de observaciones es un problema más grave, en particular en el caso argentino a nivel provincial. Sin embargo, para Argentina existe una estimación de PBGs a nivel departamental para 1953 y 1959, que en este trabajo se la utiliza para aplicar por primera vez en el país este tipo de análisis considerando efectos espaciales sobre crecimiento y convergencia.

En la primera parte, este artículo analiza conjuntamente y compara los clústeres geográficos que emergen con los PBGs per cápita departamentales en niveles y con su tasa de crecimiento.

Luego, en la segunda parte se realiza un análisis estándar de convergencia beta a nivel departamental, donde no se encuentran resultados significativos (persistencia). Sin embargo, al incorporar diferentes especificaciones alternativas de efectos espaciales, en todas ellas los resultados sugieren la presencia de convergencia beta condicional.

JEL: N0, R1

PALABRAS CLAVE: Departamentos de Argentina; Producto Bruto Geográfico; Convergencia; Efectos Espaciales

Abstract

Usually, the regional convergence analysis uses gross product data at the provincial or state level, which in some cases implies a limitation due to the low number of observations. This is a more serious problem if one seeks to incorporate elements of statistics and spatial econometrics in the analysis, particularly in the case of Argentina at the provincial level. However, for Argentina there is an estimation of GDPs at the departmental level for 1953 and 1959, which in this work is used to apply for the first time in the country this type of analysis considering spatial effects on growth and convergence.

In the first part, this article analyzes and compares the geographical clusters that emerge with the levels and the growth rate of the departmental per capita GDPs.

In the second part, the results of a standard analysis of beta convergence at departmental level suggest persistence (no significant results). However, when incorporating different alternative spatial effects specifications the results suggest the presence of conditional beta convergence.

JEL: N0, R1

KEYWORDS: Departments of Argentina; Gross Regional Domestic Product; Convergence; Spatial Effects

Convergencia Regional Argentina: Análisis exploratorio y econométrico espacial basado en el Producto Bruto Geográfico Departamental

1- Introducción

Un tema muy importante y tratado en la literatura económica es el de la convergencia económica. A grandes rasgos, convergencia implica una tendencia de largo plazo hacia la igualdad ya sea de los niveles de vida o de producción per cápita entre diferentes regiones. Esto es, si se mide riqueza como el producto per cápita, que las regiones pobres crecen más rápido que las ricas en términos de esta variable. A partir de la década de 1980, con los trabajos de Baumol (1986) y Romer (1986) los análisis empíricos sobre el tema cobraron gran impulso, tanto a nivel internacional como regional.

Por otro lado, en muchos modelos sobre el tema el espacio puede tener efectos importantes. En primer lugar, el espacio influye desde un punto de vista "absoluto": es el efecto de estar localizado en un punto particular del espacio, por ejemplo en una cierta región climática o en un cierto país o región. Pero también influye desde un punto de vista "relativo": el efecto de estar situado cerca o lejos de otra región; esto se conoce como dependencia espacial. Este último efecto fue ignorado durante mucho tiempo en los trabajos empíricos sobre convergencia, lo que puede llevar a estimaciones sesgadas o ineficientes, dependiendo de la forma en que el espacio actúa. Sin embargo, con el avance de la econometría espacial, estos efectos se comenzaron a incorporar en la literatura; en Abreu et al. (2005) se realiza una extensa revisión de ello.

En el caso de la existencia de dependencia espacial, es de gran interés detectar la presencia de clústeres espaciales, por ejemplo: zonas con varias regiones vecinas con niveles similares de PBG per cápita. Esto es posible mediante el uso de técnicas de Análisis Exploratorio de Datos Espaciales (AEDE).

En particular para Argentina, se realizaron trabajos empíricos sobre convergencia regional a nivel provincial (en Figueras et al., 2008 se realiza una revisión de los mismos), pero en ninguno de ellos se incorporan los efectos de la dependencia espacial. Un problema es que para ello y para realizar un AEDE es necesario un número "grande" de observaciones, condición que no se cumple si se utilizan provincias Argentinas: son sólo 24 contando a Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

Sin embargo, en CFI (1965) se realiza el cálculo del Producto Bruto Geográfico (PBG) para los años 1953, 1958 y 1959 con un nivel de desagregación mayor: a nivel departamental, superando así las 400 observaciones. Explotando esto, en este trabajo se realiza un primer análisis de convergencia regional en Argentina incorporando dependencia espacial, así como también un análisis exploratorio en busca de clústeres regionales en el nivel de PBG per cápita.

Luego de esta introducción, en la segunda sección se realiza una breve revisión sobre convergencia económica, los efectos espaciales en la misma y estudios previos. En la sección 3 se describen los datos y cartografía utilizada; en la sección 4 se realiza un análisis exploratorio espacial en búsqueda de clústeres regionales en los niveles de PBG per cápita y en su crecimiento. En la quinta sección analiza empíricamente la convergencia a nivel departamental incorporando efectos espaciales y por último se concluye.

2- Convergencia y Efectos Espaciales

En general, en la literatura pueden encontrarse distintos tipos de convergencia, que se analizan con diferentes métodos.

En primer lugar puede mencionarse a la convergencia σ , que consiste en una caída en la dispersión de los ingresos per cápita entre regiones. Usualmente, se estudia observando la evolución a través del tiempo del desvío estándar (Carlino y Mills, 1996) o del coeficiente de variación del logaritmo del producto per cápita (Bernard y Jones, 1996).

Basado en análisis de series de tiempo, otra forma de convergencia es la estocástica: se da si las predicciones de largo plazo de las diferencias de niveles de ingreso entre dos

economías tiende a cero (Carlino y Mills, 1996 y Bernard y Durlauf, 1995). Esto no ocurriría si un shock a una de las economías es persistente en el tiempo. Es decir, se requiere estacionariedad en las series para que se dé la convergencia.

Por último, se tiene la convergencia β , que es la más utilizada en los trabajos macroeconómicos y en este en particular. Esta convergencia se da cuando las regiones más pobres crecen más rápido que las más ricas¹. Siguiendo a Baumol (1986), la forma básica de estudiar este tipo de convergencia es a partir de la siguiente especificación:

$$\ln(y_{i,t+k}/y_{i,t})/k = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + u_{i,t} \quad (1)$$

Donde $y_{i,t}$ es el producto per cápita de la región i en el año t , k es la cantidad de períodos entre los productos observados (no necesariamente igual a 1), $u_{i,t}$ un término de error estocástico y α y β los parámetros a estimar. Es fácil notar que si el estimador de β es negativo puede interpretarse como una correlación negativa entre la tasa de crecimiento del producto per cápita y su nivel inicial, es decir, convergencia. A partir de la ecuación (1) puede obtenerse lo que se conoce como velocidad de convergencia: $v = -\ln(1 + k\beta)/k$.

Esta noción de convergencia parte de la idea de que el producto per cápita de cada economía converge hacia su estado estacionario. Sin embargo, puede ocurrir que existan distintos estados estacionarios condicionales a otras variables como infraestructura (por dar un ejemplo). Esto último se conoce como convergencia condicional², y se analiza adicionando tales variables a la ecuación (1).

Un problema de la ecuación (1) es que implícitamente supone que cada región i es independiente de las demás. Este supuesto no se cumple si existe algún tipo de dependencia espacial en los datos, es decir, que las observaciones están geográficamente correlacionadas debido a algunos factores que conectan diferentes áreas, como *spillovers*, movilidad del capital, difusión de tecnología y transporte. Si esta dependencia espacial se ignora, se genera un problema de mala especificación en el modelo planteado en (1) (Anselin, 1988). Este problema de especificación puede llevar a estimaciones sesgadas y/o ineficientes dependiendo de la estructura de la dependencia espacial.

La metodología para incorporar efectos espaciales en los modelos econométricos ha sido desarrollada por la disciplina de la econometría espacial, donde puede mencionarse a Cliff y Ord (1973), Anselin (1988), Lesage, y Pace (2009) y Elhorst (2014) como algunos de sus principales textos. En general, todos estos modelos parten de la generación de una matriz de pesos espaciales W de orden n (donde n es la cantidad de regiones) en la que cada elemento es exógeno al modelo y define la relación de vecindad entre cada par de las n regiones. Existen diferentes criterios para generar esta matriz W como contigüidad, distancia o una cantidad fija de vecinos más cercanos, cuya elección condicionará análisis posterior. Siendo y un vector de observaciones para las n regiones, al producto Wy se lo denomina rezago espacial, y a grandes razgos cada uno de sus i elementos puede interpretarse como un promedio ponderado de los valores de y tomados por los “vecinos” de i . Explicado lo anterior, un modelo general para la ecuación de convergencia con efectos espaciales puede plantearse como^{3 4}:

$$\ln(y_{t+k}/y_t)/k = \alpha + \rho W_1 \ln(y_{t+k}/y_t)/k + \beta \ln(y_t) + \gamma W_2 \ln(y_t) + u_t \quad (2)$$

$$u_t = \lambda W_3 u_t + e_t$$

Donde y_t es un vector que contiene las n observaciones del producto per cápita, e_t un vector de errores estocásticos y α , ρ , β , γ y λ los parámetros a estimar. De nuevo, un $\beta < 0$

¹ Cabe señalar que convergencia β no necesariamente implica convergencia σ .

² La especificación de (1) se conoce como convergencia absoluta.

³ Por simplicidad en la notación se trabajará con vectores. A y_{t+k}/y_t se lo debe interpretar como el cociente elemento por elemento.

⁴ El subíndice en W implica que pueden utilizarse distintas especificaciones para la matriz de pesos. Por simplicidad en este trabajo se utilizará $W_1 = W_2 = W_3 = W$.

sugiere convergencia. El parámetro ρ representa el efecto del crecimiento de los vecinos en el crecimiento de i , γ el efecto del nivel de producto per cápita inicial de los vecinos y λ el efecto de un shock en los vecinos en i . De acuerdo a la especificación del modelo, en la literatura se les asigna diferentes nombres, tal como se muestra en la Tabla 1.

Tabla 1: Combinaciones de modelos espaciales

Nombre	Abreviación	Especificación
Cliff-Ord o Manski	Cliff-Ord	$\rho \neq 0, \lambda \neq 0, \gamma \neq 0$
Spatial Lag and Spatial Error Model	SARAR(1,1)	$\rho \neq 0, \lambda \neq 0, \gamma = 0$
Spatial Durbin Model	SDM	$\rho \neq 0, \lambda = 0, \gamma \neq 0$
Spatial Durbin Error Model	SDEM	$\rho = 0, \lambda \neq 0, \gamma \neq 0$
Spatial Lag Model	SLM	$\rho \neq 0, \lambda = 0, \gamma = 0$
Spatial Lag on X	SLX	$\rho = 0, \lambda \neq 0, \gamma = 0$
Spatial Error Model	SEM	$\rho = 0, \lambda \neq 0, \gamma = 0$
Ordinary Least Squares	OLS	$\rho = 0, \lambda = 0, \gamma = 0$

Si sólo se incluye el parámetro espacial γ , el modelo puede estimarse por Mínimos Cuadrados Ordinarios, pero no así si se incluyen efectos por rezagos en la variable dependiente (ρ) o por rezagos en el error (λ). En estos casos se proponen métodos de estimación por Máxima Verosimilitud (MV) o por el Método Generalizado de Momentos (GMM).

A pesar de que los estimadores de MV en este caso suponen normalidad en los errores, para que los mismos sean consistentes basta con que sean i.i.d. (Lee, 2004). Sin embargo, si los errores son heterocedásticos las estimaciones serán inconsistentes (Arraiz et al., 2010). Por otro lado, MV impone la restricción de que las estimaciones de ρ y λ sean en valor absoluto menor que la unidad, generando resultados más estables.

Con respecto a la estimación por GMM, tiene la ventaja sobre MV de ser más robusta a la distribución del error y además puede corregirse ante problemas de heterocedasticidad. Sin embargo, puede ser más inestable que MV al no imponer restricciones sobre los parámetros espaciales.

Es necesario mencionar que las especificaciones Cliff-Ord y SARAR suelen presentar algunos problemas: pueden obtenerse estimaciones de los coeficientes ρ y λ con signos opuestos, lo cual es muy difícil de interpretar. Además, Elhorst (2014) señala que los parámetros del modelo Cliff-Ord se encuentran débilmente identificados.

Por último, en cuanto a los trabajos empíricos de convergencia con efectos espaciales, ya se mencionó que Abreu et al. (2005) realiza una revisión de los mismos. Entre ellos puede mencionarse el de Rey y Montouri (1999) en los que estima por MV distintas especificaciones de la ecuación (2) con datos de los Estados Unidos para diferentes períodos de tiempo y encuentra que la convergencia es menor que la hallada por OLS; y el de Le Gallo et al. (2003) que encuentra lo opuesto para Europa utilizando GMM. Para el caso argentino, se realizaron a nivel provincial diversos trabajos listados en Figueras et al. (2008) para diferentes períodos de tiempo donde no se encuentra convergencia β absoluta pero en algunos casos sí condicional; sin embargo, dada la reducida cantidad de observaciones (provincias), no fue posible incluir efectos espaciales.

3 - Los Datos

La principal fuente de información utilizada en el presente trabajo fue CFI-DiTella (1965), donde, entre otros datos, se presenta una estimación del Producto Bruto Geográfico de Argentina para los años 1953 y 1959 para 24 jurisdicciones políticas mayores (provincias) y para 462 jurisdicciones políticas menores (departamentos o partidos)⁵. A partir de dicho trabajo, CFI (Consejo Federal de Inversiones) fue designado como responsable del cálculo

⁵ Los valores para los partidos que integran al “conurbano bonaerense” se publicaron agrupados.

del PBG durante toda la década de 1970, pero ya sólo a nivel provincial. A la fecha de realización de este trabajo, no se lograron recopilar estimaciones de este indicador para años anteriores o posteriores que abarquen departamentos de todas las provincias. El PBG está calculado a costo de factores y originalmente publicado a valores corrientes; a efectos de este trabajo se deflactó el correspondiente al año 1959 utilizando los precios implícitos del PBI a costo de factores⁶ publicado por BCRA (1966).

CFI-DiTella (1965) calcula el PBG mediante el método del valor agregado, estimando por separado para 14 sectores de actividad económica (aunque a nivel departamental sólo se publicó el total). Para la estimación se siguieron dos principales procedimientos: a) estimación directa apoyada en la utilización de datos básicos referidos al nivel provincial o departamental; b) prorrateo de totales nacionales correspondientes a distintas agrupaciones o sectores, utilizando asignadores adecuados. La elección de uno u otro procedimiento, o de una combinación de ambos, dependió de la naturaleza de la información.

Con respecto a la población, excepto para Capital Federal que en ese momento contaba con series permanentes de población, CFI-DiTella (1965) la estima a partir de una interpolación de tipo exponencial entre los censos de 1947 y 1960.

En cuanto a la cartografía, se partió de los mapas departamentales digitales de GADM database of Global Administrative Areas⁷. Aunque no se aclara específicamente, los límites parecen corresponderse con los de principios de la década de 1990. Un problema es que CFI-DiTella (1965) utiliza los límites establecidos por el Instituto Geográfico Militar en 1958⁸, que presenta diferencias con los límites más actualizados del mapa de GADM, por lo que este último tuvo que modificarse⁹ utilizando para ello el software QGIS.

Por último, de aquí en adelante se trabajará con el logaritmo natural del PBG per cápita en miles de pesos de 1953, con el crecimiento promedio anual entre 1953 y 1959 calculado como la diferencia de logaritmos dividido en 6 (cantidad de años). En la Tabla 2 se muestran algunas estadísticas descriptivas.

Tabla 2: Estadística descriptiva

Variable	Media	Min	Max	Desv. Est.	CV
PBG per cápita 1953*	5.1948	0.6383	46.5000	3.7025	0.7127
PBG per cápita 1959*	5.4366	0.5135	36.6843	4.1269	0.7591
Ln PBGpc 1953	1.4414	-0.4490	3.8395	0.6581	0.4566
Ln PBGpc 1959	1.4481	-0.6665	3.6023	0.7148	0.4936
$\Delta(\text{Ln PBGpc})/6$	0.0011	-0.1938	0.2012	0.0522	46.3209

Obsecciones: 462

* En miles de pesos de 1953

⁶ Cabe aclarar que es un único índice para todo el país, no se encontraron índices de precios o deflatores a nivel provincial o departamental para el período.

⁷ Las cartografías publicadas por INDEC e Instituto Geográfico Nacional contenían errores como superposición parcial de departamentos, por lo que se decidió no utilizarlos.

⁸ CFI-DiTella (1965) realizó algunas modificaciones a esos límites: se agruparon las circunscripciones de Capital Federal; se agruparon los 17 partidos del Conurbano Bonaerense; Berisso y Ensenada se agregaron a La Plata; de Tierra del Fuego, Antártida e Islas del Atlántico Sur sólo se computó la primera.

⁹ En algunos casos algunos departamentos luego de 1958 fueron divididos, lo que se solucionaba simplemente uniendo los límites actuales. Sin embargo, en otros casos como en las provincias de Tucumán, Tierra del Fuego y en menor medida Buenos Aires se produjeron cambios de límites más complejos. Para realizar estos últimos se consultaron los mapas de Integrated Public Use Microdata Series (IPUMS) para 1970, Bolsi et al. (1997) y Gárate (1928).

4- Análisis Exploratorio de Datos Espaciales

El análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE) es un conjunto de técnicas destinadas (entre otras cosas) a describir y visualizar distribuciones espaciales y detectar patrones de asociación espacial o clústeres. Este análisis se basa en estadísticos globales y locales. Las medidas globales utilizan la información completa del conjunto de datos con el fin de obtener un valor promedio para todo el espacio geográfico. Al resumir en un único valor toda la información, no permiten detectar la variabilidad de la dependencia ni la localización de estos patrones. Por su parte, las medidas locales examinan la autocorrelación espacial en un subconjunto de datos. Para cada localización brindan un valor particular y este valor puede ser contrastado estadísticamente clasificándolo en diferentes grupos, denominados clústeres espaciales (Herrera, 2016).

Por otro lado, en la sección 2 se habló de la matriz de pesos espaciales W , fundamental para este análisis, utilizada para definir la relación de vecindad entre las observaciones. Para el presente trabajo se utilizaron diferentes criterios alternativos para definir a esta matriz¹⁰: Contigüidad de tipo Reina de 1° y 2° orden¹¹, k Vecinos más cercanos (de forma arbitraria se eligieron los números de 5 y 10), Distancia Euclidiana con un tope máximo de 2 y 5¹². Ante cualquier alternativa de las anteriores los departamentos tienen al menos un vecino, tal como se muestra en la Tabla 3. A menos que se indique lo contrario, de aquí en adelante se utilizarán las matrices estandarizadas por filas, es decir que los elementos de cada fila sumen 1; de tal forma que cada elemento de W y pueda interpretarse como promedio ponderado de y de los vecinos del departamento i .

Tabla 3: Estadística descriptiva de las matrices de contactos

	Reina 1°	Reina 2°	VC 5	VC 10	DE 2	DE 5
Contactos	2554	8030	2310	4620	11978	52520
Mínimo	1	3	5	10	1	2
Promedio	5.53	17.38	5	10	25.93	113.68
Máximo	11	38	5	10	56	184

Observaciones: 462

Para realizar el AEDE y el análisis de regresión de la sección siguiente, en este trabajo se utilizaron de forma complementaria los softwares GeoDa y Stata. De aquí en adelante, en el cuerpo del trabajo se presentarán los resultados basados en una matriz de pesos de Contigüidad de tipo Reina de 2° orden; en el anexo se muestran los resultados basados en las otras matrices propuestas.

A modo descriptivo, en el Gráfico 1 se muestra para las tres variables de interés (logaritmos de los PBG per cápita de 1953 y 1959, y Crecimiento anual promedio) un mapa de percentiles. En el caso de los PBG per cápita, se muestra un patrón geográfico muy claro y similar en ambos años: niveles relativamente bajos en la zona Norte del país y niveles relativamente más altos en las regiones Pampeana y Patagónica. Si el mapa del Crecimiento mostrara un patrón opuesto al de los niveles de 1953 sería una fuerte evidencia de convergencia, sin embargo este patrón no se ve. En Patagonia y centro se observan algunos sectores de crecimiento relativamente alto y nivel inicial alto, y en el Noreste lo opuesto, lo que indicaría divergencia; sin embargo en la zona Centro Oeste y Noroeste se observan niveles iniciales relativamente bajos con crecimientos relativamente altos, lo que

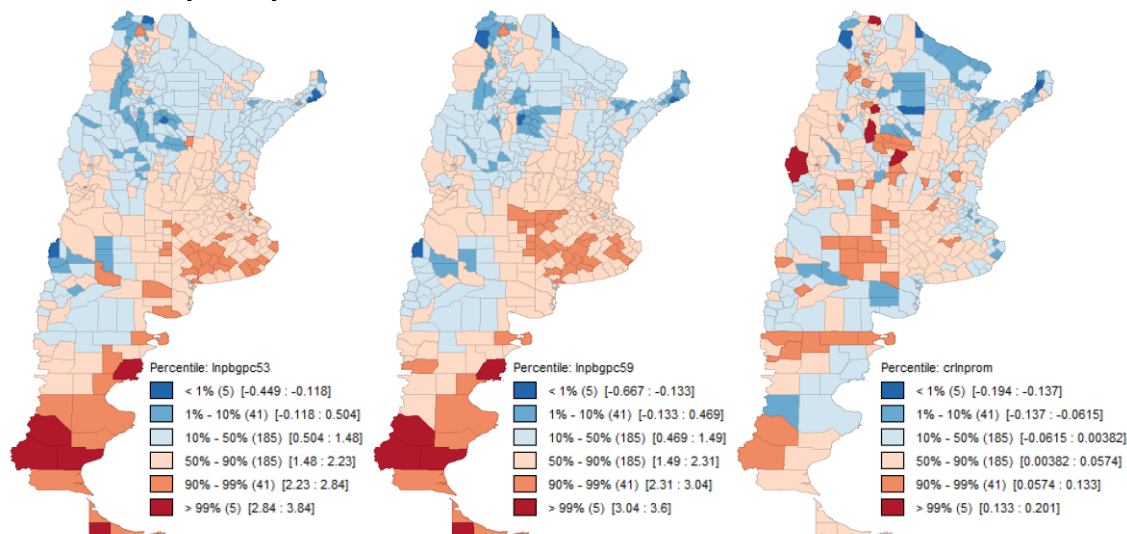
¹⁰ Las matrices basadas en contigüidad y distancia fueron generadas con el software GeoDa. Las basadas en k vecinos más cercanos por GeoDa y Stata.

¹¹ A pesar de que la Isla Grande de Tierra del Fuego está separada del continente por el Estrecho de Magallanes, se consideró como contiguos a los departamentos de ambos lados.

¹² En la distancia de 5 el valor del autocorrelograma de la variable Crecimiento se aproxima a 0, pero genera una cantidad elevada de vecinos. Ante esto se eligió arbitrariamente una distancia máxima alternativa de 2.

indicaría convergencia. Estos indicios en sentidos opuestos marcan la necesidad de realizar un análisis más formal, objeto de este trabajo.

Gráfico 1: Mapa de percentiles



Análisis Global

En la Tabla 4 (y A4 del anexo) se muestran los resultados basados en el estadístico I de Moran para los PBG per cápita de 1953, 1959 y el crecimiento. Los valores positivos (y significativos) que se observan para las tres variables pueden interpretarse como una autocorrelación espacial positiva: que departamentos con valores altos (bajos) en la respectiva variable tienen vecinos también con valores altos (bajos). También se muestran los valores de otra medida alternativa de autocorrelación espacial: el estadístico c de Geary, que arroja resultados similares. El hecho de encontrar esta autocorrelación positiva concuerda con la inspección visual realizada a partir del Gráfico 1. Un aspecto a observar es que la asociación observada parece ser menos fuerte en el crecimiento del PBG per cápita que en sus niveles.

Tabla 4: Estadísticos globales de autocorrelación espacial

	I de Moran*	C de Geary*	Getis Ord*
Ln PBG pc 1953	0.557	0.435	0.040
Ln PBG pc 1959	0.620	0.370	0.042
Crecimiento	0.237	0.770	-4.602

* Todos los estadísticos con un valor p menor a 0.001

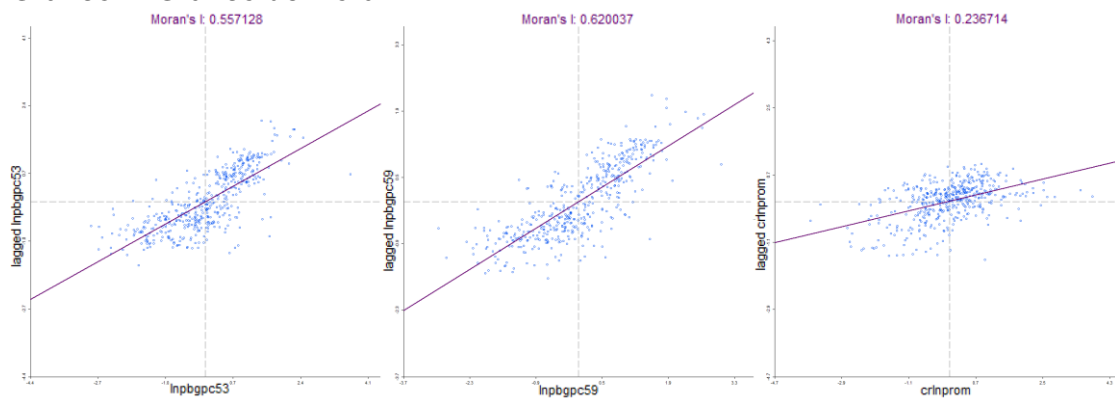
En la Tabla 4 (y A4) también se presenta el estadístico de Getis Ord, cuyos valores positivos (negativos) muestran que el patrón espacial es dominado por agrupamientos de alto (bajo) valor. Puede notarse que en las variables en niveles el estadístico toma valores positivos, pero negativos en el crecimiento (en ambos casos significativos).

Análisis Local

En el Gráfico 2 se muestran los gráficos de Moran, donde en el eje horizontal se mide la variable de interés de cada departamento estandarizada y en el vertical a los rezagos espaciales estandarizados (promedio de los vecinos). La recta que se muestra se obtiene de regresar estas dos variables por OLS. Este gráfico permite analizar con más detalle la autocorrelación reflejada en el índice global de Moran. Cada cuadrante refleja un tipo de asociación espacial local entre un departamento y sus vecinos, por ejemplo, el cuadrante

positivo (Cuadrante I) indica que un departamento tiene un nivel relativamente alto y también sus vecinos, el Cuadrante II (en sentido de las agujas del reloj) indica un nivel relativamente alto en el departamento y uno bajo en los vecinos. De esta forma, una concentración alta de puntos en los cuadrantes I y III favorecen a encontrar autocorrelación espacial positiva (tal como ocurre en este trabajo). Para los niveles de PBG per cápita de 1953 el porcentaje de observaciones en el cuadrante I y III es del 80%, y de un 85% para 1959, lo que es consistente con el aumento del valor del I de Moran para este último año; por su parte, para el crecimiento promedio este porcentaje es de un 69%.

Gráfico 2: Gráfico de Moran



Por otro lado, el 87% de los departamentos mantienen su cuadrante si se comparan los gráficos de Moran para los niveles de PBG de ambos años, lo que indica una fuerte estabilidad. Una evidencia fuerte de convergencia sería que al comparar los gráficos para los niveles de 1953 y el crecimiento, los departamentos aparezcan en el cuadrante opuesto (ej: pasar del I al III, o del IV al II). Esto se observa para el 27% de los casos, mientras que un 38% mantiene su cuadrante (lo que favorecería la divergencia); sin embargo, en un 35% se observa un “cambio” de cuadrante que no tiene un efecto claro sobre la convergencia (ej: pasar del I al II).

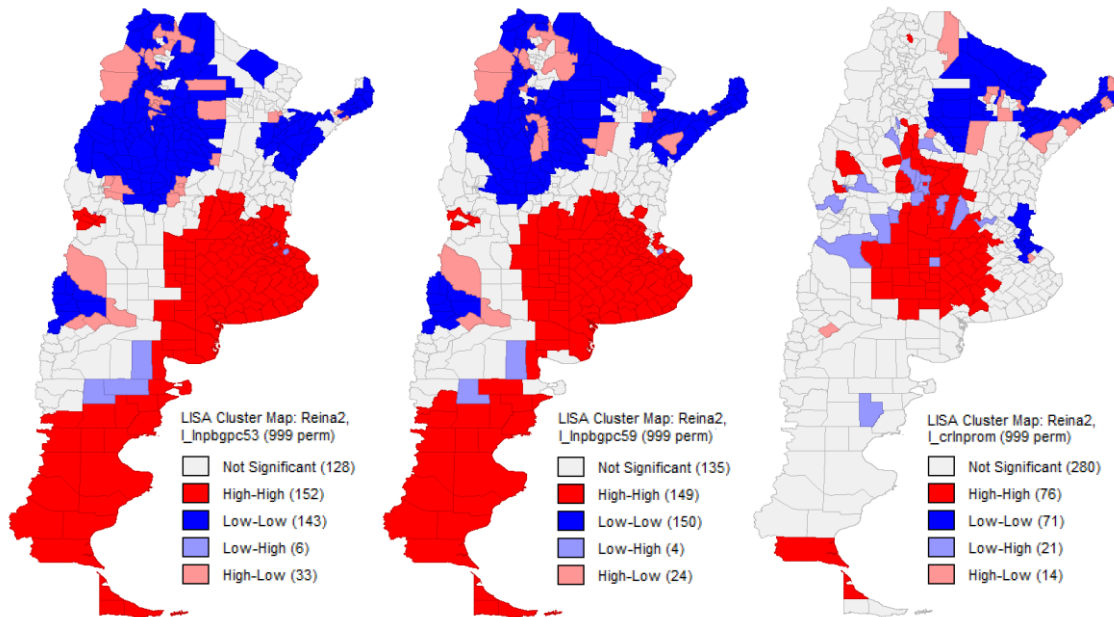
Una manera más formal de ver lo anterior es a partir del índice local de Moran para cada departamento, a partir del cual pueden buscarse clústeres espaciales en las variables. La suma de los índices locales dan como resultado al índice Global de Moran presentado en la Tabla 4. A su vez, a partir de permutaciones puede probarse la significatividad del índice local de cada departamento. En el Gráfico 3 se muestran los resultados de calcular estos índices para las tres variables. En el caso de los niveles de PBG per cápita, pueden notarse clústeres importantes de ingreso alto en las regiones Pampeana y Patagónica y de ingresos bajos en la zona Norte, tal como lo sugería también el Gráfico 1. Confirmando el análisis por “cuadrantes”, se observa una gran estabilidad en los clústeres al comparar los dos años, en especial en los de ingresos altos. Por otro lado, en el crecimiento se observan clústeres más pequeños, y no se observa una relación clara si se los compara con los del PBG per cápita de 1953, encontrándose zonas que sugieren convergencia (como los departamentos cercanos a Capital Federal y algunos del Sur de la Provincia de Santiago del Estero y Norte de Córdoba) y otras que sugieren divergencia (como gran parte de la Región Pampeana).

Resultados similares se obtienen si se observan los mapas generados a partir de los estadísticos locales de Getis-Ord (G y G^*) en los Gráficos 4 y 5.

Dado que para todos los estadísticos presentados es necesario utilizar una matriz de pesos W , el análisis se realizó para las 6 diferentes W alternativas mencionadas más arriba¹³. Aunque los clusters encontrados difieren en “tamaño”, no lo hacen en ubicación y las conclusiones presentadas se mantienen.

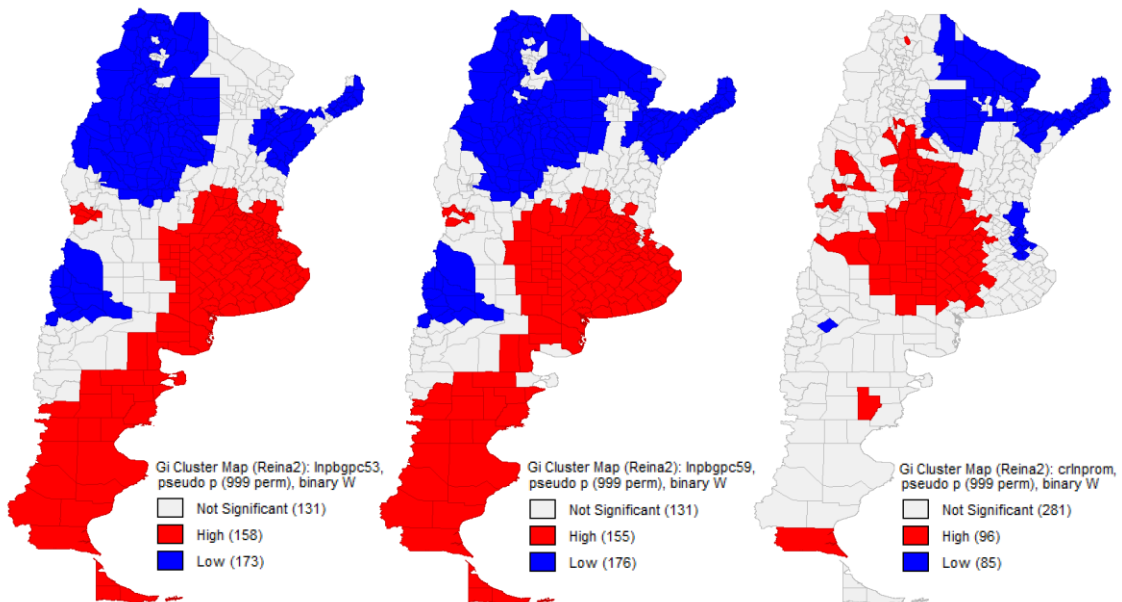
¹³ Por razones de espacio y redundancia, no se muestran los mapas.

Gráfico 3: Mapa basado en estadístico local de Moran*



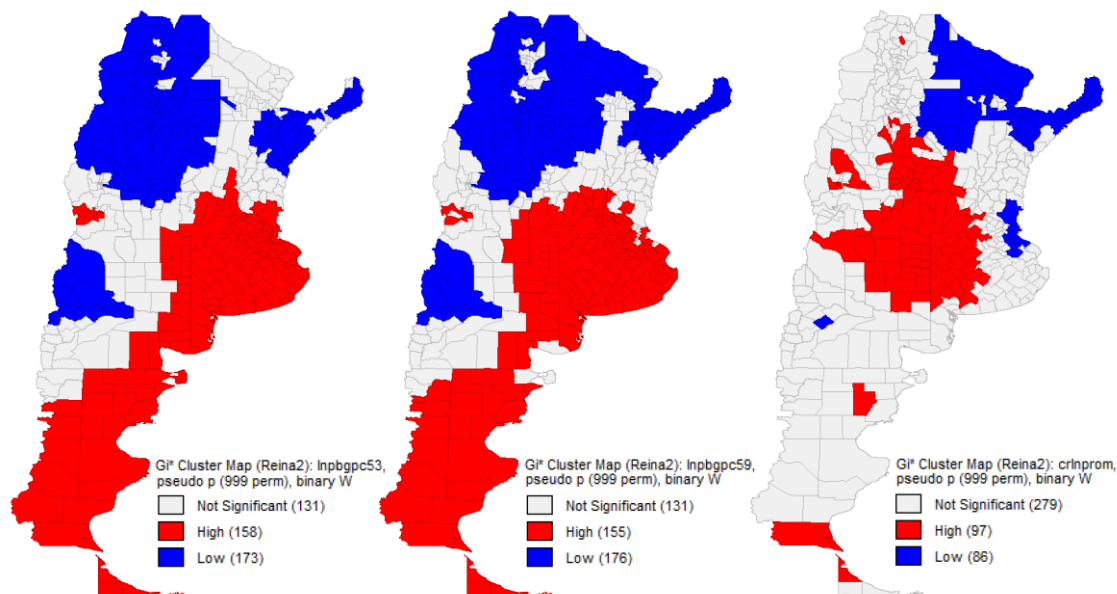
*Significativo si $p < 0.05$

Gráfico 4: Mapa basado en estadístico local G de Getis-Ord*



*Significativo si $p < 0.05$

Gráfico 5: Mapa basado en estadístico local G^* de Getis-Ord*



*Significativo si $p < 0.05$

5- Análisis de convergencia en Argentina

La presente sección se centra en el estudio de la presencia (o ausencia) de convergencia β en el PBG per cápita de los años 1953 y 1959.

Previamente, es necesario realizar unos breves comentarios sobre la convergencia σ . En la Tabla 2 de la sección 3 puede observarse que el desvío estándar y el coeficiente de variación del PBG per cápita (en niveles y logaritmos) aumentan entre 1953 y 1959¹⁴ lo que indicaría divergencia. Por otro lado, en la Tabla 4 puede notarse que la autocorrelación espacial también aumenta entre esos años. Una posible interpretación para ello es que existan clústeres de departamentos con niveles similares cuya dispersión haya disminuido dentro del clúster pero haya aumentado entre clústeres. Esto es un indicio de que podría existir una relación entre la asociación espacial y la convergencia σ , pero es necesario tener una serie de datos más larga para concluir al respecto.

Con respecto a la convergencia β , la misma se estudiará mediante regresiones a partir de la ecuación (2) de acuerdo a algunas de las especificaciones que se muestran en la Tabla 1 con datos desagregados en 462 departamentos. Es decir, se regresará el crecimiento anual promedio del PBG per cápita entre 1953 y 1959 en su nivel inicial (en logaritmos), con efectos espaciales especificados de diferentes formas. Para encontrar convergencia, el coeficiente estimado correspondiente al logaritmo del PBG per cápita de 1953 (de aquí en adelante $\hat{\beta}$) debe tener signo negativo.

Como punto de partida, se realiza la regresión sin considerar ningún tipo de efecto espacial, es decir estimar la ecuación (1) por OLS. En la Tabla 5 se observa que la estimación $\hat{\beta}$ tiene signo negativo, pero no es significativamente distinto de 0, lo que sugeriría la ausencia de convergencia¹⁵. Sin embargo, ya se mencionó este modelo tiene el problema de suponer independencia en los errores, lo cual no se cumple ante la presencia de efectos espaciales. Una forma de evaluar la presencia de estos efectos es a partir de la aplicación del test I de Moran en los residuos, bajo la hipótesis nula de independencia espacial. En la Tabla A5 del anexo se muestra que esta hipótesis es fuertemente rechazada bajo cualquiera de las

¹⁴ Test de una cola sobre el desvío estándar significativo al 5%

¹⁵ Aunque no los resultados no son comparables, lo mismo ocurre al realizar la regresión a nivel provincial ($n=24$).

matrices de pesos W propuestas en este trabajo. Dado esto, el paso siguiente es evaluar en qué forma se incorporarán los efectos espaciales al modelo.

Tabla 5: Estimaciones con pesos tipo Reina de 2º Orden, método GMM

Dep: $\Delta(\text{Ln PBGpc})/6$	OLS	SLM	SEM	SLX	SDM	SDEM
Ln PBG pc 1953 (β)	-0.004 <i>0.004</i>	-0.013 *** <i>0.004</i>	-0.017 *** <i>0.006</i>	-0.034 *** <i>0.006</i>	-0.037 *** <i>0.006</i>	-0.033 *** <i>0.006</i>
$W \cdot \text{Ln PBG pc 1953 } (\gamma)$				0.055 *** <i>0.008</i>	0.043 *** <i>0.007</i>	0.055 *** <i>0.010</i>
ρ		0.066 *** <i>0.012</i>			0.065 *** <i>0.010</i>	
λ			0.044 *** <i>0.004</i>			0.040 *** <i>0.004</i>
α	0.007 <i>0.007</i>	0.015 ** <i>0.006</i>	0.009 <i>0.014</i>	-0.028 *** <i>0.008</i>	-0.012 ** <i>0.008</i>	-0.041 * <i>0.017</i>
Efecto Directo	-0.004	-0.013	-0.017	-0.034	-0.037	-0.033
Efecto Indirecto	-	-0.014	-	0.054	0.043	0.055
Efecto Total	-0.004	-0.001	-0.017	0.020	0.007	0.022

Errores estándares robustos en cursiva

***: $p < 0.01$; **: $p < 0.05$; *: $p < 0.1$

Selección de modelo espacial y método de estimación

En la literatura se presentan tres formas básicas de incorporar estos efectos: mediante rezagos espaciales en la variable explicativa (especificación SLX), en la variable dependiente (especificación SLM) y en el error (especificación SEM), y combinaciones de las anteriores. Para evaluar el primer caso basta con incorporar los rezagos espaciales del PBG per cápita de 1953 al modelo, regresar por OLS y evaluar la significancia de su coeficiente correspondiente ($\hat{\gamma}$). Tal como se muestra en la Tabla 5, este coeficiente es significativamente distinto de 0¹⁶. Por otro lado, si se realiza el test I de Moran sobre los residuos de la especificación SLX, se encuentran que aún persisten efectos espaciales no incorporados.

En la Tabla A5 del anexo se muestran los test LM Lag y LM Error (y sus versiones robustas) que tienen por hipótesis alternativa la presencia de rezagos espaciales de la variable dependiente o rezagos espaciales en el error, respectivamente. En todos los casos, bajo OLS la hipótesis nula se rechaza fuertemente, lo que respaldaría la incorporación del error tanto a partir de un modelo SLM como SEM.

Hasta ahora todos los tests realizados validan la incorporación de cualquiera de las tres especificaciones más simples de efectos espaciales (SLX, SLM y SEM), por lo que restaría evaluar algunas combinaciones de los mismos. Partiendo de una especificación SLX y realizando los tests LM Lag y LM Error (y sus versiones robustas) sobre sus residuos, como muestra la Tabla A5, dependiendo la matriz de pesos utilizada se concluye en favor de la incorporación de un rezago en la variable dependiente (SDM) o en el error (SDEM). Por otro lado, si partiendo de SLM o SEM se quiere evaluar la incorporación de rezagos en la variable explicativa, se puede realizar un test¹⁷ bajo la hipótesis nula de que $\hat{\gamma} = 0$ en el SDM o SDEM respectivamente. En la Tabla A7 del anexo se muestra que en la gran mayoría de los casos la hipótesis nula se rechaza fuertemente. En resumen, en la mayoría de las matrices propuestas los tests realizados sugieren la incorporación del rezago espacial

¹⁶ En la Tabla A6 se muestra que este resultado se repite para cualquiera de las especificaciones de W planteadas.

¹⁷ Test LM si el modelo se estimó por Máxima Verosimilitud o test de Wald si se lo hizo por GMM.

de la variable explicativa junto un rezago ya sea de la variable dependiente o del error, dependiendo el caso. Por último, los modelos que incorporan simultáneamente rezagos en la variable dependiente y en el error (SARAR y Cliff-Ord) no presentaban resultados robustos ante diferentes pesos W o diferentes metodologías de estimación (MV o GMM): se observaron reversiones significativas en los signos de los coeficientes estimados y casos con signos de los efectos espaciales opuestos, lo que no tiene una interpretación clara (ver Tabla A6 del anexo). Este tipo de problema en estos dos modelos ya fue previsto en la sección 2 de este trabajo, por lo que se optó por descartar estas especificaciones.

En cuanto al método de estimación, en este trabajo se inclinó a favor de GMM. En primer lugar, se encontraron residuos heterocedásticos, lo que implica una desventaja para MV, mientras que GMM permite corregir este problema. En segundo lugar, el problema de GMM de la posibilidad de obtener coeficientes estimados inestables para ρ y λ y que superen a la unidad en valor absoluto en este trabajo no se dio para ninguna especificación ni para ninguna de las matrices de pesos propuestas (ver Tabla A6).

Resultados

En la Tabla 5 se muestran los resultados de las estimaciones a partir de la utilización de una matriz de pesos de tipo Reina de segundo orden y bajo el método de GMM corregido por heterocedasticidad. En la Tabla A6 del anexo se muestran los resultados para todas las matrices de pesos propuestas en el trabajo, tanto por máxima verosimilitud como por GMM (este último con y sin corregir por heterocedasticidad en los errores).

Ya se mencionó que al regresar por OLS sin efectos espaciales el signo de $\hat{\beta}$ es negativo (indicio de convergencia) pero no significativo. Al incorporar los efectos espaciales bajo cualquiera de las especificaciones (y bajo cualquiera de las matrices propuestas y métodos de estimación) este coeficiente se vuelve significativo, lo que implica una fuerte evidencia de convergencia β . Además, con la incorporación de los efectos espaciales el valor de $\hat{\beta}$ es mayor en valor absoluto. Relacionado con esto, lo que sí difiere es la fuerza de la convergencia de acuerdo al modelo, observándose $\hat{\beta}$ s más alejados de 0 en especificaciones con rezagos espaciales en la variable explicativa. Estos resultados se repiten ante cualquier matriz de pesos seleccionadas¹⁸ y ante cualquiera de los métodos de estimación. Además, una vez incorporados efectos espaciales en la variable explicativa, los valores de $\hat{\beta}$ son numéricamente similares entre especificaciones (SLX, SDM, SDEM y Cliff-Ord¹⁹), métodos de estimación (MV, GMM y GMM Robusto) y matrices de pesos, lo que demuestra una gran robustez en los resultados obtenidos.

En cuanto a los coeficientes de efectos espaciales ($\hat{\gamma}$, $\hat{\rho}$ y $\hat{\lambda}$) los mismos tienen signos positivos y son significativos²⁰, siendo particularmente $\hat{\gamma}$ estable entre especificaciones, pesos y métodos de estimación. Esto indica una fuerte presencia de efectos espaciales, que es captada a partir de cualquier estructura con la que se decida modelarla.

Observando los resultados, el $\hat{\beta} < 0$ indica una relación inversa entre el producto bruto per cápita inicial de un departamento y su crecimiento, pero el $\hat{\gamma} > 0$ indica que estar rodeado de departamentos con producto bruto inicial alto está asociado a un mayor crecimiento. Esto último es un indicio de que estar próximo a un departamento de elevado producto per cápita genera un proceso de “catch up”. Otra cosa que puede decirse de estos resultados es que aunque se observa un proceso de convergencia ($\hat{\beta} < 0$), los efectos espaciales hallados pueden contrarrestarlos ($\hat{\gamma} > 0$) en el caso de existir clústeres de asociación positiva muy marcados en el nivel de PBG per cápita, tal como ocurre en Argentina (ver gráficos 3, 4 y 5). De esta forma, el efecto convergencia ($\hat{\beta} < 0$) debería hacer crecer “menos” a un

¹⁸ Aunque con menos fuerza en el caso de la matriz de pesos de Distancia Euclidiana con valor de corte en 5. Sin embargo, en este caso la conectividad sea demasiado “grande”, ya que según la misma cada departamento tiene en promedio más de 100 vecinos (de un total de 462 departamentos).

¹⁹ Aunque esta última se descartó por razones ya expuestas.

²⁰ A excepción de especificaciones SARAR y Cliff-Ord, ambas descartadas.

departamento ubicado en un clúster de ingresos altos, pero el efecto espacial ($\hat{\gamma} > 0$) lo hace crecer “más” al estar rodeado de departamentos de nivel alto. Por el contrario, el efecto convergencia debería hacer crecer “más” a un departamento ubicado en un clúster de ingresos bajos, pero el efecto espacial lo hace crecer “menos” al estar rodeado de departamentos de nivel bajo. Por lo tanto, en este caso el efecto espacial le quitaría fuerza al efecto convergencia, lo que puede ser una posible explicación al hecho de no encontrar un $\hat{\beta}$ significativamente distinto de 0 al regresar por OLS sin efectos espaciales. En este caso, el efecto espacial de la variable independiente opera “retardando” la convergencia entre clústeres.

Por otro lado, una vez incorporado el efecto espacial de la variable explicativa, el análisis realizado no permitió inclinarse claramente entre incorporar un rezago espacial en la variable dependiente (SDM) o en el error (SDEM). En cualquier caso, los signos positivos (y significativos) de $\hat{\rho}$ o $\hat{\lambda}$ indican que un crecimiento elevado (ya sea natural o producto de un shock) tiene un efecto positivo en los vecinos. A diferencia del efecto de $\hat{\gamma} > 0$ sobre la convergencia, es más difícil explicar el efecto de un signo positivo de $\hat{\rho}$ o $\hat{\lambda}$. A priori podría esperarse que por el efecto convergencia los departamentos de clústeres de ingresos bajos crezcan a una tasa más elevada, y el efecto de $\hat{\rho} > 0$ acelere el crecimiento de todo el clúster, “acelerando la convergencia”. Si esto fuera así sería esperable obtener un $\hat{\beta}$ negativo y significativo sin necesidad de incorporar efectos espaciales, lo cual no ocurre. Una interpretación alternativa sería que el $\hat{\rho} > 0$ “retarda” la convergencia dentro del clúster: dentro de un clúster de ingresos bajos, un departamento de ingresos más bajos debería crecer más por efecto convergencia, pero el $\hat{\rho} > 0$ incrementa el crecimiento de los departamentos menos pobres del clúster.

Por lo tanto, los resultados dan indicios de la existencia de convergencia entre departamentos, pero que se ve contrarrestada por efectos espaciales. En la Tabla 5 se muestran los efectos directos, indirectos y totales. El signo negativo del efecto directo indica que si un departamento tuviera un nivel más elevado, crecería a una tasa menor (convergencia). Sin embargo, en los modelos con rezagos en la variable explicativa se observa un efecto indirecto positivo, que hace que a mayores niveles de producto bruto per cápita se observen mayores crecimientos. En el caso del modelo SDM, estos efectos prácticamente quedan compensados, lo que se refleja en un efecto total cercano a 0.

Tabla 6: Estimaciones con pesos tipo Reina de 2º Orden, método GMM

Dep: $\Delta(\text{Ln PBGpc})/6$	OLS	SLX	SDM	SDEM
Ln PBG pc 1953 (β)	-0.027 *** <i>0.005</i>	-0.033 *** <i>0.006</i>	-0.038 *** <i>0.005</i>	-0.030 *** <i>0.005</i>
W*Ln PBG pc 1953 (γ)		0.038 *** <i>0.012</i>	0.032 *** <i>0.012</i>	0.035 *** <i>0.013</i>
ρ			0.058 *** <i>0.008</i>	
λ				0.029 *** <i>0.007</i>
Valores P:				
Controles por Provincias	0.000	0.000	0.000	0.000
I de Moran	0.000	0.000		
LM Error	0.000	0.002		
LM Error Robusto	0.052	0.538		
LM Lag	0.001	0.001		
LM Lag Robusto	0.907	0.335		

Errores estándares robustos en cursiva

***: $p < 0.01$; **: $p < 0.05$; *: $p < 0.1$

Como un análisis adicional, se incorporaron controles por provincias (Tabla 6). La principal diferencia es que en este caso el β obtenido por OLS sí es significativo, lo que podría indicar que dentro de cada provincia se da un proceso de convergencia, pero que no necesariamente se da entre provincias. Además, al realizar un tests global sobre los controles, estos son significativos, aun cuando se incluyen efectos espaciales. Por otro lado, a pesar de incluir estos controles, los efectos espaciales continúan siendo significativos y numéricamente similares al caso sin controles.

6- Limitaciones y futuras investigaciones

Lo presentado anteriormente consiste en un primer análisis con técnicas econométricas espaciales basados en productos brutos regionales para Argentina, por lo que quedaron puntos pendientes de discusión.

En primer lugar, quizá sea necesario realizar ajustes en los valores del PBG de acuerdo a los distintos niveles de precios que puedan presentarse en las regiones. Sin embargo, al momento no se encontró un indicador que lo permita para el período estudiado, por lo que sería necesario elaborarlo.

Por otro lado, podría pensarse que el período analizado es demasiado corto (6 años). Sin embargo, al momento es imposible de sortear esta dificultad, ya que no se encontraron estimaciones a nivel departamental para todas las provincias en otros años. Aunque se disponen de estimaciones a nivel provincial, constituyen un total de 24 observaciones, lo que puede considerarse reducido para el tipo de técnicas utilizadas en este trabajo.

En el análisis condicional realizado sólo se incorporaron variables de tipo espacial, por lo que sería de interés estudiar convergencia condicional a otro tipo de variables, tal como se realiza en otros trabajos a nivel provincial para Argentina. La principal dificultad radicaría en obtener las variables desagregadas a nivel departamental.

Al igual que en muchos trabajos de econometría espacial, la estructura utilizada para incorporar los efectos espaciales, en este caso podría considerarse demasiado dependiente de los datos. En particular, no queda del todo claro si la estructura correcta es de tipo SDM o SDEM.

También relacionado con lo anterior, es necesaria una discusión más profunda sobre la elección de la matriz de pesos. Sin embargo, los resultados mostraron ser robustos ante varias alternativas propuestas. También sería interesante la generación de matrices a partir de criterios distintos a los geográficos, pero ello es de gran dificultad con datos a nivel departamental para el caso argentino.

En cuanto a la interpretación de los resultados, quedó pendiente el estudio del impacto de un shock en alguna región a partir de simulaciones, tal como lo realizan Rey y Montouri (1999) y Le Gallo et al. (2003) para Estados Unidos y Europa respectivamente.

En cuanto a avances en el análisis, quedó pendiente la evaluación de diferentes regímenes espaciales y la presencia de "clubes de convergencia", tal como lo realiza Rey y Montouri (1999). También sería interesante realizar un análisis basado en Regresiones Geográficamente Ponderadas, técnica propuesta por Brunson et. al (1996).

Por último, en Rey (2001) se realiza un análisis de la evolución de la distribución regional del PBG per cápita de Estados Unidos basado en matrices de transición de Markov, que sería interesante replicar para el caso argentino.

7- Conclusiones

A partir de datos de PBG per cápita departamentales de Argentina para 1953 y 1959 se realiza un análisis exploratorio espacial de los mismos (y de su crecimiento) y se estudia la convergencia incorporando efectos espaciales. A excepción de ese período, el PBG usualmente se publica a nivel provincial, lo que deja un número de observaciones insuficientes para este tipo de análisis a ese nivel de desagregación.

En el AEDE sobre el PBG per cápita departamental se encontraron clústeres muy marcados: zonas de valores relativamente altos en la zona Centro-Este y Sur y zonas de

valores relativamente bajos en el Norte. Estas zonas son similares al comparar los resultados de 1953 y 1959. Por otro lado, para asegurar convergencia no condicional deberían encontrarse clústeres “opuestos” entre el PBG per cápita de 1953 y el crecimiento, lo cual no ocurre.

Esto se confirma al regresar por OLS el crecimiento promedio entre 1953 y 1959 en el PBG per cápita de 1953: el coeficiente de pendiente (indicador de convergencia $\hat{\beta}$ si es negativo) no es significativo. Este resultado, aunque no comparable, coincide con lo encontrado a nivel provincial en otros trabajos para diferentes períodos al utilizar modelos no condicionados.

Sin embargo, al realizar un análisis condicionado incorporando controles por provincias o efectos espaciales de distinta estructura (o ambos) se obtienen resultados que indican convergencia. Estos resultados son robustos ante diferentes estructuras en el efecto espacial, diferentes matrices de pesos y distintos métodos de estimación (GMM, GMM Robusto y Máxima Verosimilitud).

Por otro lado, el signo positivo en el coeficiente correspondiente al rezago espacial del PBG inicial puede ser un indicio de un proceso espacial que retarda la convergencia entre los clústeres de ingresos bajos y los de ingresos altos. Además, el signo positivo en el coeficiente correspondiente al rezago del crecimiento podría indicar un proceso espacial que retarda la convergencia dentro de los clústeres. Por lo tanto, la no incorporación de estos efectos en el modelo no condicionado puede ser el motivo de no encontrar convergencia significativa. Lo mismo puede interpretarse al observar los signos de los efectos directos e indirectos medios.

Por último, aún queda abierta la posibilidad de extender este trabajo mediante, por ejemplo, la incorporación de variables adicionales para estudiar convergencia condicional y análisis de efectos a partir de simulaciones de shocks.

Bibliografía

Abreu M., de Groot H. y Florax R. (2005), *Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods*, *Région e Développement* n° 21.

Anselin L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer, Dordrecht.

Arraiz I., Drukker D., Kelejian H., y Prucha I. (2010), A spatial Cliff-Ordtype model with heteroskedastic innovations: Small and large sample results. *Journal of Regional Science* 50: 592–614.

Banco Central de la República Argentina (BCRA) (1966), *Origen del Producto y Composición del Gasto Nacional*. Suplemento de Boletín Estadístico de Junio de 1966.

Baumol W. (1986), Productivity growth, convergence and welfare: what the long run data show, *Am. Econ. Rev.* 76, 1072-85.

Bernard A. y Durlauf S. (1995), Convergence in international output, *J. Appl. Econ.* 10, 1072-85.

Bernard A. y Jones C. (1996), Productivity and convergence across US states and industries, *Empirical Econ.* 21, 113-35.

Brunsdon, C., Fotheringham, A.S. y Charlton, M.E. (1996), Geographically weighted regression: a method for exploring spatial nonstationarity. *Geographical Analysis* 28 (4), 281-298.

Carlino G. y Mills L. (1996), Testing neoclassical convergence in regional incomes and earnings, *Reg. Sci. Urban Econ.* 26, 565-90.

Cliff A. y Ord J. (1973), *Spatial Autocorrelation*. London: Pion.

Consejo Federal de Inversiones (CFI) - DiTella (1965), *Relevamiento de la Estructura Regional de la Economía Argentina*.

Drukker D., Prucha I. y Raciborski R. (2013), Maximum likelihood and generalized spatial two-stage least-squares estimators for a spatial-autoregressive model with spatial-autoregressive disturbances. *The Stata Journal* 13, Number 2, pp. 221–241.

- Elhorst J. P. (2014), *Spatial Econometrics. From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer.
- Figueras A., Arrufat J. y Capello M. (2008), La dinámica de crecimiento en las economías provinciales: un análisis de largo plazo. *Revista Cultura Económica*, Año XXVI, Nº 72, 61-73.
- Herrera M. (2016), *Econometría Espacial Usando Stata. Teoría y Aplicaciones*.
- Le Gallo J., Ertur C. y Baumont C. (2003), Aspatial econometric analysis of convergence across European regions, 1980-1995. In *European regional growth*, edited by B. Fingleton. NewYork: Springer-Verlag.
- Lee L.-F. (2004), Asymptotic distributions of quasi-maximum likelihood estimators forspatial autoregressive models. *Econometrica* 72: 1899–1925.
- LeSage J. y Pace R. (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
- Rey S. (2001), Spatial empirics for economic growth and convergence. *Geographical Analysis* 33: 195–214.
- Rey S. y Montouri B. (1999), U.S. Regional Income Convergence: a Spatial Econometric Perspective . *Regional Studies* 33: 145-156.
- Romer P. (1986), Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy* 94, no. 5 (1986): 1002-037.
- Cartografía digital de GADM database of Global Administrative Areas. En www.gadm.org.
- Cartografía digital de Integrated Public Use Microdata Series (IPUMS). En www.ipums.org.
- Cartografía digital de región NOA: Bolsi, Pucci, Caillou, Laanes, Ortiz, Madariaga (1997), *Problemas Poblacionales del Noroeste Argentino*. Instituto de Estudios Geográficos. Facultad de Filosofía y Letras. Universidad Nacional de Tucuman. 1997. ISSN 987-96765-1-3.
- Mapa de la República Argentina: Gárate J. M. (1928).

Anexo

Tabla A4: Tests Globales de Autocorrelación Espacial

	Reina 1º	Reina 2º	VC 5	VC 10	DE 2	DE 5
I de Moran*						
Ln PBG pc 1953	0.631	0.557	0.629	0.587	0.565	0.361
Ln PBG pc 1959	0.703	0.620	0.689	0.655	0.612	0.405
Crecimiento	0.328	0.237	0.331	0.261	0.191	0.093
C de Geary*						
Ln PBG pc 1953	0.360	0.435	0.363	0.397	0.433	0.616
Ln PBG pc 1959	0.294	0.370	0.302	0.330	0.385	0.573
Crecimiento	0.656	0.770	0.639	0.697	0.791	0.892
Getis Ord**						
Ln PBG pc 1953	0.013	0.040	0.012	0.024		
Ln PBG pc 1959	0.014	0.042	0.013	0.025		
Crecimiento	-2.101	-4.602	-2.112	-3.328		

* Todos los estadísticos con un valor p menor a 0.001

+ Matriz de pesos binaria (sin estandarizar)

Tabla A5: Estadísticos de dependencia espacial – Valores p

Matriz de pesos:	R1	R2	V5	V10	D2	D5
OLS						
	Valores p					
Moran's I	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Spatial Error LM	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Spatial Error RLM	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Spatial Lag LM	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Spatial Lag RLM	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
SLX						
	Valores p					
Moran's I	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Spatial Error LM	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Spatial Error RLM	0.3340	0.0250	0.0100	0.2640	0.1280	0.7950
Spatial Lag LM	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Spatial Lag RLM	0.0020	0.2910	0.0000	0.0670	0.2010	0.0050

Tabla A6 (parte I): Resultados de Regresión de Crecimiento en Ln de PBG per cápita con efectos espaciales

Método	GMM					GMM Robusto					Máxima Verosimilitud									
	R1	R2	VC5	VC10	DE5	DE2	DE5	R1	R2	VC5	VC10	DE2	DE5	R1	R2	VC5	VC10	DE2	DE5	
	OLS																			
Ln PBG pc 1953	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004
Cons	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004
	SLM																			
Ln PBG pc 1953	-0.014 ***	-0.013 ***	-0.017 ***	-0.023 ***	-0.014 ***	-0.025 ***	-0.013 ***	-0.014 ***	-0.013 ***	-0.017 ***	-0.023 ***	-0.025 ***	-0.014 ***	-0.009 ***	-0.018 ***	-0.009 ***	-0.014 ***	-0.008 **	-0.012 ***	0.004
Lamda	0.179 ***	0.066 ***	0.319 ***	0.182 ***	0.119 ***	0.119 ***	0.066 ***	0.179 ***	0.066 ***	0.319 ***	0.182 ***	0.119 ***	0.066 ***	0.099 ***	0.100 ***	0.124 ***	0.101 ***	0.025 ***	0.004 ***	0.000
Cons	0.032	0.011	0.045	0.033	0.034	0.034	0.001	0.031	0.012	0.044	0.037	0.034	0.001	0.009	0.001	0.010	0.000	0.002	0.000	0.013 **
	SEM																			
Ln PBG pc 1953	-0.016 ***	-0.017 ***	-0.009 **	-0.021 ***	-0.008 *	-0.008 *	-0.010 **	-0.019 **	-0.017 ***	-0.025 ***	-0.028 ***	-0.021 ***	-0.019 ***	-0.026 ***	-0.029 ***	-0.028 ***	-0.039 ***	-0.018 ***	-0.016 ***	0.004
Rho	0.106 ***	0.044 ***	0.125 ***	0.139 ***	0.014 ***	0.014 ***	0.002 ***	0.112 ***	0.044 ***	0.134 ***	0.132 ***	0.020 ***	0.002 ***	0.113 ***	0.065 ***	0.138 ***	0.101 ***	0.025 ***	0.003 ***	0.000
Cons	0.020 **	0.009	0.014 *	0.031 ***	0.013 *	0.003	0.022 *	0.022 *	0.009	0.037 ***	0.041 ***	0.032 ***	0.031 **	0.038 ***	0.042 ***	0.043 ***	0.021	0.024 ***	0.019 **	0.009

Errores estándares en cursiva

***, p<0.01; **, p<0.05; *, p<0.1

Tabla A6 (parte III): Resultados de Regresión de Crecimiento en Ln de PBG per cápita con efectos espaciales

Método	GMM					GMM Robustio					Máxima Verosimilitud								
	R1	R2	VC5	VC10	DE5	DE2	DE5	R1	R2	VC5	VC10	DE2	DE5	R1	R2	VC5	VC10	DE2	DE5
Ln PBG pc 1953	-0.009 ***	-0.010 **	-0.014 ***	-0.076 ***	-0.017 ***	-0.017 ***	-0.013 ***	-0.009 **	-0.012 ***	-0.017 ***	-0.031 ***	-0.098 ***	-0.013 ***	-0.028 ***	-0.020 ***	-0.030 ***	-0.036 ***	-0.017 ***	-0.016 ***
	0.002	0.003	0.003	0.029	0.013	0.013	0.003	0.002	0.003	0.003	0.006	0.070	0.004	0.004	0.004	0.005	0.005	0.004	0.004
Lamda	0.194 ***	0.064 ***	0.331 ***	0.544 ***	-0.011	0.005 ***	0.192 ***	0.065 ***	0.322 ***	0.168 ***	0.168 ***	0.512	0.005 ***	-0.063 ***	0.100 ***	-0.042 *	-0.058 ***	-0.028 ***	-0.004 ***
	0.017	0.008	0.035	0.196	0.079	0.001	0.018	0.009	0.034	0.037	0.037	0.452	0.001	0.020	0.001	0.024	0.015	0.005	0.001
Rho	-0.148 ***	-0.022 **	-0.102 ***	0.279 ***	0.024 ***	-0.005 ***	-0.143 ***	-0.017 *	-0.094 ***	0.004	0.004	0.027 ***	-0.005 ***	0.136 ***	0.010	0.153 ***	0.101 ***	0.034 ***	0.004 ***
	0.020	0.010	0.027	0.062	0.004	0.001	0.022	0.010	0.024	0.016	0.016	0.001	0.001	0.008	0.007	0.010	0.000	0.001	0.000
Cons	0.011 ***	0.011 ***	0.020 ***	0.106 ***	0.029	0.012 ***	0.012 ***	0.014 ***	0.024 ***	0.044 ***	0.044 ***	0.154	0.013 ***	0.040 ***	0.023 ***	0.045 ***	0.013	0.025 ***	0.032 ***
	0.003	0.004	0.005	0.041	0.021	0.004	0.004	0.005	0.005	0.009	0.009	0.118	0.004	0.009	0.007	0.011	0.232	0.008	0.007
	CLIFF-ORD																		
Ln PBG pc 1953	-0.041 ***	-0.030 ***	-0.036 ***	-0.038 ***	-0.034 ***	-0.026 ***	-0.041 ***	-0.035 ***	-0.036 ***	-0.038 ***	-0.038 ***	-0.038 ***	-0.023 ***	-0.040 ***	-0.034 ***	-0.035 ***	-0.035 ***	-0.029 ***	-0.031 ***
	0.005	0.005	0.005	0.006	0.005	0.005	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005
W Ln PBG pc 1953	0.042 ***	0.035 ***	0.036 ***	0.047 ***	0.036 ***	0.031 ***	0.042 ***	0.039 ***	0.037 ***	0.047 ***	0.047 ***	0.051 ***	0.029 ***	0.046 ***	0.055 ***	0.041 ***	0.012	0.050 ***	0.031 ***
	0.006	0.006	0.006	0.011	0.006	0.007	0.006	0.007	0.007	0.008	0.008	0.009	0.008	0.006	0.009	0.006	0.020	0.008	0.006
Lamda	0.191 ***	0.056 ***	0.225 ***	0.064	0.027 ***	0.004 ***	0.191 ***	0.052 ***	0.219 ***	0.063	0.059 ***	0.059 ***	0.004 ***	0.123 *	0.006	0.129 ***	-0.057 ***	-0.019 ***	0.005 ***
	0.015	0.007	0.024	0.056	0.008	0.001	0.015	0.008	0.026	0.042	0.019	0.019	0.001	0.012	0.016	0.019	0.015	0.005	0.000
Rho	-0.167 ***	-0.023 *	-0.158 ***	0.070	-0.022 ***	-0.005 ***	-0.164 ***	-0.017	-0.175 ***	0.036	0.012 ***	0.012 ***	-0.005 ***	-0.049 ***	0.037 ***	-0.013	0.101 ***	0.027 ***	-0.009
	0.019	0.013	0.025	0.055	0.007	0.001	0.020	0.015	0.029	0.045	0.002	0.002	0.001	0.027	0.008	0.035	0.000	0.001	
Cons	-0.004	-0.009 *	0.000	-0.012	-0.004	-0.011 *	-0.004	-0.007	-0.001	-0.012	-0.012	-0.028 *	-0.011 *	-0.010 **	-0.038 **	-0.008	-0.010	-0.040 ***	-0.005
	0.003	0.005	0.004	0.018	0.005	0.006	0.003	0.006	0.004	0.013	0.013	0.014	0.006	0.005	0.015	0.005	0.235	0.013	0.003

Errores estándares en cursiva

***: p<0.01; **: p<0.05; *: p<0.1

Tabla A7: Valores P de Tests LM y de Wald sobre coeficientes estimados de regresiones

Método	GMM					GMM Robusto					Máxima Verosimilitud								
	R1	R2	V5	V10	D5	D2	D5	R1	R2	V5	V10	D5	D2	D5	R1	R2	V5	V10	D5
SLM																			
Lamda	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
SEM																			
Rho	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
SLX																			
W Ln PBG pc 1953	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
SDM																			
W Ln PBG pc 1953	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0103	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0068	0.0000	0.0000	0.0008	0.0000	0.0000	0.0018
Lamda	0.0000	0.0000	0.0000	0.0689	0.0001	0.0036	0.0000	0.0000	0.0000	0.0676	0.0002	0.0019	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0021	0.0000
SDEM																			
W Ln PBG pc 1953	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0003	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1421	0.0000	0.0000	0.0000	0.2443	0.0000	0.2548
Rho	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0011	0.0000	0.0000	0.0002	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0014	0.0000	0.0000
SARAR																			
Lamda	0.0000	0.0000	0.0000	0.0056	0.8874	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2574	0.0000	0.0043	-	0.0947	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
Rho	0.0000	0.0299	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0921	0.0001	0.8116	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1502	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
CLIFF																			
W Ln PBG pc 1953	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.5591	0.0000	0.0000
Lamda	0.0000	0.0000	0.0000	0.2489	0.0007	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1377	0.0024	0.0000	0.0059	0.0000	0.0037	0.0001	0.0007	0.0000	0.0000
Rho	0.0000	0.0845	0.0000	0.1985	0.0010	0.0000	0.0000	0.0000	0.2520	0.0000	0.4184	0.0000	0.1179	0.0000	0.7100	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000
Contaste de Factores Comunes																		0.4435	0.0080
Test de Wald para GMM y Test LM para Máxima Verosimilitud																			

Anexo

Tabla A4: Tests Globales de Autocorrelación Espacial

	Reina 1º	Reina 2º	VC 5	VC 10	DE 2	DE 5
I de Moran*						
Ln PBG pc 1953	0.631	0.557	0.629	0.587	0.565	0.361
Ln PBG pc 1959	0.703	0.620	0.689	0.655	0.612	0.405
Crecimiento	0.328	0.237	0.331	0.261	0.191	0.093
C de Geary*						
Ln PBG pc 1953	0.360	0.435	0.363	0.397	0.433	0.616
Ln PBG pc 1959	0.294	0.370	0.302	0.330	0.385	0.573
Crecimiento	0.656	0.770	0.639	0.697	0.791	0.892
Getis Ord**						
Ln PBG pc 1953	0.013	0.040	0.012	0.024		
Ln PBG pc 1959	0.014	0.042	0.013	0.025		
Crecimiento	-2.101	-4.602	-2.112	-3.328		

* Todos los estadísticos con un valor p menor a 0.001

+ Matriz de pesos binaria (sin estandarizar)

Tabla A5: Estadísticos de dependencia espacial – Valores p

Matriz de pesos:	R1	R2	V5	V10	D2	D5
OLS						
	Valores p					
Moran's I	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Spatial Error LM	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Spatial Error RLM	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Spatial Lag LM	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Spatial Lag RLM	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
SLX						
	Valores p					
Moran's I	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Spatial Error LM	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Spatial Error RLM	0.3340	0.0250	0.0100	0.2640	0.1280	0.7950
Spatial Lag LM	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Spatial Lag RLM	0.0020	0.2910	0.0000	0.0670	0.2010	0.0050

Tabla A6 (parte I): Resultados de Regresión de Crecimiento en Ln de PBG per cápita con efectos espaciales

Método	GMM					GMM Robusto					Máxima Verosimilitud									
	R1	R2	VC5	VC10	DE5	DE2	DE5	R1	R2	VC5	VC10	DE2	DE5	R1	R2	VC5	VC10	DE2	DE5	
	OLS																			
Ln PBG pc 1953	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004
Cons	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004
	SLM																			
Ln PBG pc 1953	-0.014 ***	-0.013 ***	-0.017 ***	-0.023 ***	-0.014 ***	-0.025 ***	-0.013 ***	-0.014 ***	-0.013 ***	-0.017 ***	-0.023 ***	-0.025 ***	-0.014 ***	-0.014 ***	-0.009 ***	-0.018 ***	-0.009 ***	-0.014 ***	-0.008 **	-0.012 ***
Lamda	0.004	0.004	0.004	0.005	0.004	0.008	0.004	0.004	0.004	0.004	0.006	0.008	0.005	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.004	0.004
Cons	0.179 ***	0.066 ***	0.319 ***	0.182 ***	0.119 ***	0.119 ***	0.179 ***	0.066 ***	0.319 ***	0.182 ***	0.119 ***	0.119 ***	0.066 ***	0.099 ***	0.100 ***	0.124 ***	0.101 ***	0.025 ***	0.004 ***	0.004 ***
	SEM																			
Ln PBG pc 1953	-0.016 ***	-0.017 ***	-0.009 **	-0.021 ***	-0.008 *	-0.008 *	-0.019 **	-0.017 ***	-0.017 ***	-0.025 ***	-0.028 ***	-0.021 ***	-0.019 ***	-0.026 ***	-0.029 ***	-0.028 ***	-0.039 ***	-0.018 ***	-0.016 ***	-0.016 ***
Rho	0.005	0.005	0.004	0.004	0.004	0.004	0.005	0.006	0.005	0.005	0.005	0.006	0.005	0.005	0.004	0.005	0.005	0.004	0.004	0.004
Cons	0.106 ***	0.044 ***	0.125 ***	0.139 ***	0.014 ***	0.014 ***	0.112 ***	0.044 ***	0.134 ***	0.132 ***	0.020 ***	0.002 ***	0.113 ***	0.065 ***	0.138 ***	0.101 ***	0.025 ***	0.003 ***	0.003 ***	0.003 ***
	SEM																			
Ln PBG pc 1953	0.020 **	0.009	0.014 *	0.031 ***	0.013 *	0.013 *	0.022 *	0.009	0.037 ***	0.041 ***	0.032 ***	0.031 **	0.038 ***	0.042 ***	0.043 ***	0.021	0.024 ***	0.019 **	0.019 **	0.019 **
Cons	0.009	0.012	0.008	0.008	0.010	0.008	0.011	0.014	0.011	0.009	0.012	0.013	0.009	0.008	0.009	0.009	0.242	0.009	0.009	0.009

Errores estándares en cursiva

***, p<0.01; **, p<0.05; *, p<0.1

Tabla A6 (parte II): Resultados de Regresión de Crecimiento en Ln de PBG per cápita con efectos espaciales

Método	GMM					GMM Robusto					Máxima Verosimilitud						
	R1	R2	VC5	VC10	DE5	R1	R2	VC5	VC10	DE2	DE5	R1	R2	VC5	VC10	DE2	DE5
SLX																	
Ln PBG pc 1953	-0.035 ***	-0.034 ***	-0.033 ***	-0.036 ***	-0.032 ***	-0.035 ***	-0.034 ***	-0.033 ***	-0.036 ***	-0.032 ***	-0.019 ***	-0.035 ***	-0.034 ***	-0.033 ***	-0.036 ***	-0.032 ***	-0.019 ***
W Ln PBG pc 1953	0.006	0.005	0.006	0.005	0.005	0.006	0.006	0.007	0.006	0.006	0.005	0.006	0.005	0.006	0.005	0.005	0.005
Cons	0.007	0.007	0.007	0.007	0.008	0.007	0.008	0.008	0.008	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.008
	-0.019 ***	-0.028 ***	-0.018 ***	-0.025 ***	-0.024 ***	-0.019 ***	-0.028 ***	-0.018 ***	-0.025 ***	-0.024 ***	-0.030 ***	-0.019 ***	-0.028 ***	-0.018 ***	-0.025 ***	-0.024 ***	-0.030 ***
	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.008	0.007	0.008	0.007	0.009	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.009
SDM																	
Ln PBG pc 1953	-0.041 ***	-0.037 ***	-0.036 ***	-0.038 ***	-0.036 ***	-0.041 ***	-0.037 ***	-0.036 ***	-0.038 ***	-0.036 ***	-0.020 ***	-0.038 ***	-0.037 ***	-0.034 ***	-0.039 ***	-0.034 ***	-0.019 ***
W Ln PBG pc 1953	0.005	0.005	0.005	0.060	0.005	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.004
Cons	0.006	0.007	0.006	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.008	0.008	0.009	0.006	0.007	0.006	0.006	0.007	0.008
	0.186 ***	0.065 ***	0.242 ***	0.060 *	0.054 ***	0.186 ***	0.065 ***	0.242 ***	0.060 *	0.054 ***	0.004 ***	0.099 ***	0.065 ***	0.122 ***	0.101 ***	0.025 ***	0.003 ***
	0.029	0.010	0.038	0.033	0.013	0.028	0.010	0.041	0.033	0.014	0.001	0.009	0.001	0.009	0.000	0.001	0.000
	-0.004	-0.012 *	0.002	-0.013	-0.008	-0.004	-0.012 *	0.002	-0.013	-0.008	-0.010	-0.011 **	-0.012 *	-0.008	-0.004	-0.017 **	-0.013
	0.006	0.007	0.007	0.009	0.008	0.007	0.008	0.007	0.010	0.009	0.011	0.006	0.006	0.006	0.006	0.007	0.009
SDEM																	
Ln PBG pc 1953	-0.032 ***	-0.033 ***	-0.022 ***	-0.032 ***	-0.033 ***	-0.032 ***	-0.033 ***	-0.029 ***	-0.033 ***	-0.030 ***	-0.016 ***	-0.033 ***	-0.034 ***	-0.029 ***	-0.037 ***	-0.031 ***	-0.016 ***
W Ln PBG pc 1953	0.005	0.005	0.004	0.004	0.005	0.005	0.006	0.005	0.005	0.006	0.005	0.005	0.005	0.004	0.005	0.005	0.004
Cons	0.007	0.010	0.006	0.009	0.009	0.008	0.010	0.009	0.010	0.009	0.010	0.007	0.011	0.008	0.021	0.008	0.010
	0.098 ***	0.039 ***	0.342 ***	0.151 ***	0.017 ***	0.102 ***	0.040 ***	0.122 ***	0.144 ***	0.018 ***	0.002 ***	0.099 ***	0.063 ***	0.123 ***	0.101 ***	0.025 ***	0.002 ***
	0.009	0.003	0.015	0.007	0.002	0.009	0.004	0.011	0.007	0.002	0.000	0.009	0.001	0.010	0.000	0.001	0.000
	-0.015	-0.040 **	-0.024 **	-0.027 **	0.009	-0.013	-0.041 **	-0.003	-0.025	-0.057 ***	0.001	-0.011	-0.017	0.000	-0.024	-0.041 ***	-0.023
	0.011	0.016	0.010	0.014	0.013	0.014	0.017	0.015	0.017	0.015	0.019	0.011	0.016	0.013	0.246	0.014	0.016

Errores estándares en cursiva
 ***, p<0.01; **, p<0.05; *, p<0.1

Tabla A6 (parte III): Resultados de Regresión de Crecimiento en Ln de PBG per cápita con efectos espaciales

Método	GMM					GMM Robustio					Máxima Verosimilitud								
	R1	R2	VC5	VC10	DE5	DE2	DE5	R1	R2	VC5	VC10	DE2	DE5	R1	R2	VC5	VC10	DE2	DE5
Ln PBG pc 1953	-0.009 ***	-0.010 **	-0.014 ***	-0.076 ***	-0.017 ***	-0.017 ***	-0.012 ***	-0.009 **	-0.012 ***	-0.017 ***	-0.031 ***	-0.098 ***	-0.013 ***	-0.028 ***	-0.020 ***	-0.030 ***	-0.036 ***	-0.017 ***	-0.016 ***
	0.002	0.003	0.003	0.029	0.013	0.013	0.003	0.002	0.003	0.003	0.006	0.070	0.004	0.004	0.004	0.005	0.005	0.004	0.004
	0.194 ***	0.064 ***	0.331 ***	0.544 ***	-0.011	0.005 ***	0.192 ***	0.192 ***	0.065 ***	0.322 ***	0.168 ***	0.512	0.005 ***	-0.063 ***	0.100 ***	-0.042 *	-0.058 ***	-0.028 ***	-0.004 ***
	0.017	0.008	0.035	0.196	0.079	0.001	0.018	0.018	0.009	0.034	0.037	0.452	0.001	0.020	0.001	0.024	0.015	0.005	0.001
	-0.148 ***	-0.022 **	-0.102 ***	0.279 ***	0.024 ***	-0.005 ***	-0.143 ***	-0.017 *	-0.094 ***	0.004	0.004	0.027 ***	-0.005 ***	0.136 ***	0.010	0.153 ***	0.101 ***	0.034 ***	0.004 ***
0.020	0.010	0.027	0.062	0.004	0.001	0.022	0.010	0.024	0.024	0.016	0.001	0.001	0.008	0.007	0.010	0.000	0.001	0.000	
0.011 ***	0.011 ***	0.020 ***	0.106 ***	0.029	0.012 ***	0.012 ***	0.014 ***	0.024 ***	0.024 ***	0.044 ***	0.154	0.013 ***	0.040 ***	0.023 ***	0.045 ***	0.013	0.025 ***	0.032 ***	
0.003	0.004	0.005	0.041	0.021	0.004	0.004	0.005	0.005	0.005	0.009	0.118	0.004	0.009	0.007	0.011	0.232	0.008	0.007	
Ln PBG pc 1953	-0.041 ***	-0.030 ***	-0.036 ***	-0.038 ***	-0.034 ***	-0.026 ***	-0.041 ***	-0.035 ***	-0.035 ***	-0.036 ***	-0.038 ***	-0.038 ***	-0.023 ***	-0.040 ***	-0.034 ***	-0.035 ***	-0.035 ***	-0.029 ***	-0.031 ***
	0.005	0.005	0.005	0.006	0.005	0.005	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005
	0.042 ***	0.035 ***	0.036 ***	0.047 ***	0.036 ***	0.031 ***	0.042 ***	0.039 ***	0.037 ***	0.037 ***	0.047 ***	0.051 ***	0.029 ***	0.046 ***	0.055 ***	0.041 ***	0.012	0.050 ***	0.031 ***
	0.006	0.006	0.006	0.011	0.006	0.007	0.006	0.007	0.007	0.007	0.008	0.009	0.008	0.006	0.009	0.006	0.020	0.008	0.006
	0.191 ***	0.056 ***	0.225 ***	0.064	0.027 ***	0.004 ***	0.191 ***	0.052 ***	0.219 ***	0.063	0.063	0.059 ***	0.004 ***	0.123 *	0.006	0.129 ***	-0.057 ***	-0.019 ***	0.005 **
0.015	0.007	0.024	0.056	0.008	0.001	0.015	0.008	0.026	0.042	0.042	0.019	0.001	0.012	0.016	0.019	0.015	0.005	0.000	
-0.167 ***	-0.023 *	-0.158 ***	0.070	-0.022 ***	-0.005 ***	-0.164 ***	-0.017	-0.175 ***	0.036	0.036	0.012 ***	-0.005 ***	-0.049 ***	0.037 ***	-0.013	0.101 ***	0.027 ***	-0.009	
0.019	0.013	0.025	0.055	0.007	0.001	0.020	0.015	0.029	0.045	0.045	0.002	0.001	0.027	0.008	0.035	0.000	0.001	0.000	
-0.004	-0.009 *	0.000	-0.012	-0.004	-0.011 *	-0.004	-0.007	-0.001	-0.012	-0.012	-0.028 *	-0.011 *	-0.010 **	-0.038 **	-0.008	-0.010	-0.040 ***	-0.005	
0.003	0.005	0.004	0.018	0.005	0.006	0.003	0.006	0.004	0.004	0.013	0.014	0.006	0.005	0.005	0.015	0.235	0.013	0.003	

Errores estándares en cursiva

***: p<0.01; **: p<0.05; *: p<0.1

Tabla A7: Valores P de Tests LM y de Wald sobre coeficientes estimados de regresiones

Método	GMM					GMM Robusto					Máxima Verosimilitud								
	R1	R2	V5	V10	D5	D2	D5	R1	R2	V5	V10	D5	D2	D5	R1	R2	V5	V10	D5
SLM																			
Lamda	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
SEM																			
Rho	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
SLX																			
W Ln PBG pc 1953	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
SDM																			
W Ln PBG pc 1953	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0103	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0068	0.0000	0.0000	0.0008	0.0000	0.0000	0.0018
Lamda	0.0000	0.0000	0.0000	0.0689	0.0001	0.0036	0.0000	0.0000	0.0000	0.0676	0.0002	0.0019	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0021	0.0000
SDEM																			
W Ln PBG pc 1953	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0003	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1421	0.0000	0.0000	0.0000	0.2443	0.0000	0.2548
Rho	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0011	0.0000	0.0000	0.0002	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0014	0.0000	0.0000
SARAR																			
Lamda	0.0000	0.0000	0.0000	0.0056	0.8874	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2574	0.0000	0.0043	-	0.0947	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
Rho	0.0000	0.0299	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0921	0.0001	0.8116	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1502	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
CLIFF																			
W Ln PBG pc 1953	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.5591	0.0000	0.0000
Lamda	0.0000	0.0000	0.0000	0.2489	0.0007	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1377	0.0024	0.0000	0.0059	0.0000	0.0037	0.0001	0.0007	0.0000	0.0000
Rho	0.0000	0.0845	0.0000	0.1985	0.0010	0.0000	0.0000	0.0000	0.2520	0.0000	0.4184	0.0000	0.1179	0.0000	0.7100	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000
Contaste de Factores Comunes																		0.4435	0.0080
Test de Wald para GMM y Test LM para Máxima Verosimilitud																			