

INSTITUTO DE ESTUDIOS LABORALES Y DEL DESARROLLO ECONÓMICO (ielde)  
Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales  
Universidad Nacional de Salta (UNSa)  
Salta  
Argentina

## **Documentos de Trabajo**

# **Impacto de los efectos espaciales en la convergencia regional. Análisis departamental para la Argentina**

Mauricio Rodrigo Talassino  
Marcos Herrera

Año 2019, N° 20

ielde – Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales - UNSa

<http://www.economicas.unsa.edu.ar/ielde>

UNSa: Av. Bolivia 5150, A4408FVY, Salta, Argentina

ISSN 1852-1118 (impreso), ISSN 1852-1223 (en línea)

# **Impacto de los efectos espaciales en la convergencia regional. Análisis departamental para la Argentina**

Mauricio Rodrigo Talassino\*

Marcos Herrera\*\*

## **Tabla de contenido**

I. Introducción .....	4
II. Revisión de literatura de convergencia y espacio .....	7
III. El caso argentino y el contexto económico de la década de 1950.....	10
IV. Datos y análisis descriptivo.....	14
V. Análisis empírico de convergencia.....	18
VI. El proceso de difusión espacial .....	24
VII. Conclusiones.....	27
Apéndice.....	29
Referencias .....	30

---

\* CONICET, UNSTA/CIEDH & Universidad de San Andrés

\*\* CONICET, IELDE/Universidad Nacional de Salta.

# **Impacto de los efectos espaciales en la convergencia regional. Análisis departamental para la Argentina**

Mauricio Rodrigo Talassino\*

Marcos Herrera\*\*

## **Resumen**

Este trabajo analiza diferentes modelos de convergencia para la Argentina usando herramientas de econometría espacial. El análisis espacial permite descomponer los resultados entre efectos directos, netos de dependencia espacial, y efectos indirectos, generados por el contagio entre regiones. Nuestra investigación detecta que la falta de convergencia en los resultados es producto del contagio espacial, anulando el efecto de convergencia neta. Este resultado brinda indicios sobre las causas de la no-convergencia detectada en investigaciones similares, destacando la importancia de las interacciones espaciales en los modelos de convergencia y en el diseño de políticas económicas regionales, más allá de las diseñadas a nivel local y/o provincial. La investigación incluye un análisis del proceso de difusión espacial ante shocks regionales para todo el país.

**Palabras claves:** Convergencia regional, Efectos espaciales, Argentina

**Códigos JEL:** [C21] [R11]

## **Abstract**

This paper analyzes different convergence models for Argentina using spatial econometrics tools. The spatial analysis allows the results to be broken down between direct effects, net of spatial dependence, and indirect effects, caused by contagion between regions. Our research detects that the lack of convergence in the results is a product of spatial contagion, canceling the effect of net convergence. This result provides clues about the causes of non-convergence detected in similar investigations, highlighting the importance of spatial interactions in convergence models and in the design of regional economic policies, beyond those designed at the local and / or provincial level. The research includes an analysis of the process of spatial diffusion before regional shocks for the whole country.

**Key Words:** Regional Convergence, Spatial Effects, Argentina

**JEL Codes:** [C21] [R11]

---

\* CONICET, UNSTA/CIEDH & Universidad de San Andrés

\*\* CONICET, IELDE/Universidad Nacional de Salta.

## I. Introducción

Desde la última década del siglo XX, los tópicos de economía regional han estado en el centro de la escena de las políticas locales en los países desarrollados. La desigualdad en la distribución de riqueza y bienestar entre regiones y ciudades ha sido una fuente de preocupación para autoridades y dirigentes políticos, así como para investigadores de los países avanzados. Esta preocupación ha retroalimentado diferentes desarrollos en disciplinas tales como geografía económica, ciencia regional y teoría del crecimiento económico.

Un tema central de preocupación son las consecuencias negativas de las disparidades regionales que pueden inducir a ineficiencias en el sistema productivo o tensiones sociales indeseables (Gilles, 1998). Estas disparidades pueden ser medidas en diferentes categorías tan relevantes como empleo, inversión, educación, etc.

Dentro de este debate, la disminución de las disparidades regionales trae aparejado el análisis de convergencia económica, tema recurrente en el *mainstream* de la economía desde los pioneros trabajos de Baumol (1986) y Romer (1986). El modelo de crecimiento neoclásico estándar supone, bajo retornos decrecientes a escala y avance tecnológico homogéneo entre regiones, la existencia de una correlación negativa entre el nivel inicial de producto per cápita y la tasa de crecimiento de la economía. En otros términos, la tasa de crecimiento de las regiones pobres debería ser mayor que la de las regiones ricas (hipótesis conocida como convergencia absoluta) logrando una disminución de las disparidades a largo plazo. Sin embargo, la evidencia empírica mostrada por Mankiw et al. (1992), entre otros, respalda débilmente dicha hipótesis.

En defensa del modelo neoclásico, existen diferentes explicaciones sobre el escaso soporte empírico a la convergencia absoluta. Barro y Sala-i-Martin (1992) argumentan que la hipótesis debería sostenerse en el caso de grupos similares de países o si el estudio empírico se enfocase en regiones pertenecientes a un mismo país debido al mayor grado de homogeneidad en su matriz productiva y social. Pero en el caso de las regiones de la Argentina, la revisión de la literatura muestra que este país constituye una excepción a este planteo. Los estudios reflejan una desigualdad regional importante con persistencia en las posiciones relativas de las regiones del país que proviene desde finales del siglo XIX y se sostiene hasta la actualidad. Incluso no hay evidencia durante la mayor parte del siglo XX de un acercamiento de las regiones rezagadas hacia las líderes.

Una crítica a la teoría de crecimiento económico neoclásica es que ignora las interacciones entre regiones. La teoría de crecimiento endógeno y, en particular, la literatura de la Nueva Geografía

Económica reconoce a las regiones como interdependientes (Rey y Montouri, 1999; Ertur y Koch, 2007). Estas corrientes exploran el rol de los efectos aglomeración y efectos espaciales sobre el crecimiento económico y la convergencia. En esta dirección, nuestro trabajo incorpora efectos espaciales de naturaleza geográfica para intentar comprender los motivos de no-convergencia regional en la Argentina.

Los efectos espaciales sobre la convergencia pueden influir desde un punto de vista *absoluto* o *relativo* (Abreu et al., 2005). Desde lo *absoluto* se hace referencia al efecto de estar localizado en un punto particular del espacio; por ejemplo, en una cierta zona climática o en un cierto país o región. Este efecto es usualmente capturado en el análisis econométrico mediante la inclusión de variables ficticias (efectos fijos). Desde lo *relativo* se hace referencia al efecto de estar situado cerca o lejos de una u otra región tal que los valores observados dependen de otros valores próximos. Este efecto implica modificar el supuesto habitual de independencia entre las regiones tal que se incluya un tipo de dependencia geográfica, conocido como externalidad o *spillover* espacial entre regiones. En el caso de los modelos de regresión, el hecho de no tener en cuenta dicha dependencia espacial trae aparejado estimaciones sesgadas e ineficientes, incluso inconsistentes según la forma en que el espacio actúe.

Con el avance de la econometría espacial, desde finales del siglo XX se comenzó a incorporar la posición *relativa* de los efectos espaciales en la literatura empírica de convergencia. En estos trabajos, generalmente, se encuentra un impacto significativo de estos efectos para datos con un nivel de agregación subnacional. La literatura es extensa y fueron realizados para diferentes regiones del mundo: Estados Unidos (Rey y Montouri, 1999), Europa (Le Gallo et al., 2003 y Fischer, 2011), China (Sun et al., 2017), México (Asuad y Quintana, 2010) y Brasil (Magalhães et al., 2005). Es importante señalar que, al incluir los efectos espaciales en los trabajos mencionados, la velocidad de convergencia en algunos casos se refuerza, en otros se reduce, e incluso el resultado se modifica significativamente cuando se analizan períodos diferentes de tiempo en un mismo país.

La extensión de esta literatura a países en vías de desarrollo como la Argentina no parece trasladarse fácilmente. La falta de información desagregada a nivel subnacional y el escaso interés por las problemáticas regionales parecen estar el núcleo del problema. Las políticas regionales argentinas han estado supeditadas a lineamientos macroeconómicos generales, relegando propuestas meso y microeconómicas a un plano secundario, de menor interés. Este esquema es evidente desde hace décadas y se manifiesta particularmente en la falta de estadísticas regionales estandarizadas y en la imposibilidad de realizar un seguimiento a un

nivel más desagregado que el provincial. Basta mencionar que para el caso argentino no existe hasta el momento una cuantificación del impacto de los efectos espaciales sobre la convergencia interregional. El nivel de desagregación más habitual ha sido de 24 unidades subnacionales (23 provincias más Ciudad de Buenos Aires), no brindando suficientes garantías sobre los resultados inferenciales de los modelos de econometría espacial debido al reducido número de observaciones para un corte transversal.

Nuestro trabajo logra sortear la anterior limitación recurriendo al periodo histórico comprendido entre los años 1953 y 1959 que cuenta con información desagregada de más de 400 regiones a nivel departamental. Esta base de datos contiene información homogeneizada sobre el Producto Bruto Geográfico (PBG) per cápita permitiendo cuantificar por primera vez el efecto de la dependencia espacial sobre las estimaciones de convergencia regional en la Argentina.

Los primeros resultados inferenciales que obtenemos no muestran convergencia absoluta interdepartamental, aportando evidencia empírica similar a la detectada a nivel provincial por otras investigaciones. Sin embargo, el análisis espacial permite descomponer los resultados totales entre efectos directos, netos de dependencia espacial, y efectos indirectos que incluyen el contagio espacial o *spillover* entre regiones. Esta descomposición muestra que el efecto directo detecta convergencia absoluta en la dirección planteada por Barro y Sala-i-Martin (1992). Más aún, el estudio detecta que la falta de convergencia en el efecto total es producto del contagio espacial que actúa en un sentido inverso al efecto directo, anulando el efecto de convergencia neta.

En las siguientes secciones profundizaremos los resultados comentados. Para ello, el trabajo se estructura de la siguiente manera. En la segunda sección se realiza una revisión sobre la literatura de convergencia económica, incluyendo la literatura de los efectos espaciales. En la tercera sección, contextualizamos la situación histórica de la Argentina para el periodo analizado. En la cuarta sección se desarrolla el análisis empírico de convergencia. La quinta sección muestra los principales resultados econométricos comparando modelos con especificaciones alternativas. El proceso de difusión espacial es examinado en la sexta sección. Finalmente, la séptima sección incluye conclusiones y comentarios adicionales.

## II. Revisión de literatura de convergencia y espacio

La definición de convergencia económica no es única y depende del enfoque estadístico elegido; por ejemplo, podemos hablar de convergencia  $\beta$  y convergencia  $\sigma$ , o mediante conceptos de convergencia estocástica y clubes de convergencia. Una amplia revisión de esta terminología es presentada por Islam (2003).

En nuestro caso adoptaremos la definición más frecuentemente utilizada, es decir, la de  $\beta$ -convergencia, donde las regiones económicas con bajo nivel de producto per cápita (relativamente pobres) evidencian un crecimiento mayor que las regiones de alto nivel de producto per cápita (relativamente ricas). Siguiendo a Baumol (1986), ello implica un coeficiente  $\beta < 0$  en el siguiente modelo:

$$\mathbf{g} = \mathbf{1}\alpha + \mathbf{x}\beta + \mathbf{u}, \quad (1)$$

siendo  $\mathbf{g}$  un vector columna de orden  $n$  que contiene las tasas de crecimiento promedio entre el tiempo 0 y el tiempo  $T$ , donde cada elemento está dado por  $\ln(y_{Ti}/y_{0i})/T$ , con  $y_{Ti}$  e  $y_{0i}$  como los productos per cápita en el periodo  $T$  y en el inicial 0 de una región  $i$ ;  $\mathbf{x}$  es un vector columna donde cada elemento está dado por  $\ln(y_{0i})$ ; y  $\mathbf{u}$  un vector de errores estocásticos independientes e idénticamente distribuidos, *i. i. d.*  $(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$ . En este modelo, el coeficiente  $\beta$  captura simplemente la correlación re-escalada entre la tasa de crecimiento del producto per cápita y su nivel inicial, tal que un valor negativo implica de  $\beta$ -convergencia.

Dentro del esquema formal del modelo de crecimiento de Solow (1956), con crecimiento tecnológico exógeno y retornos decrecientes del capital, la  $\beta$ -convergencia puede interpretarse como la tendencia de una economía hacia un estado estacionario común o único. El modelo supone que todas las economías tienen la misma estructura productiva, con la única diferencia en las condiciones iniciales, un coeficiente  $\beta < 0$  define la convergencia no-condicional o absoluta.

Es posible relajar el modelo de Solow permitiendo heterogeneidades en las estructuras productivas entre países. Esta alternativa permite hablar de convergencia condicional, ya que cada región tenderá a converger hacia un estado estacionario propio. Para capturar este nuevo concepto, la ecuación (1) puede re-especificarse de la siguiente manera:

$$\mathbf{g} = \mathbf{1}\alpha + \mathbf{x}\beta + \mathbf{Z}\varphi + \mathbf{u}, \quad (2)$$

donde  $\mathbf{Z}$  es una matriz de determinantes del estado estacionario de cada una de las regiones, como por ejemplo la tasa de ahorro o de inversión (ya sea de capital físico o humano) o la tasa de crecimiento del factor trabajo.

Además de considerar al coeficiente  $\beta$ , el proceso de convergencia suele caracterizarse mediante la velocidad o tasa de convergencia al estado estacionario definida como  $\nu = -\ln(1 + T\beta)/T$ . Mankiw et al. (1992) reportan el 2% anual como un valor de referencia de la velocidad de convergencia. Otro concepto asociado es el de la vida media, interpretado como el tiempo que le lleva a una economía recorrer la mitad de la distancia a su estado estacionario:  $VM = -\ln(2)/\ln(1 + \beta)$  (usualmente este valor se aproxima a 35 años en trabajos tradicionales).

La hipótesis de convergencia absoluta no es la más apropiada según diversos estudios (Mankiw et al., 1992). Sin embargo, con regiones dentro de un mismo país es esperable el cumplimiento de la hipótesis debido a la mayor homogeneidad. En esta dirección, Barro y Sala-i-Martin (2004) realizan una revisión de la literatura destacando la evidencia empírica sobre convergencia absoluta a nivel subnacional. Pero también se genera un nuevo problema: debido a que las regiones dentro de un país muestran un mayor grado de apertura que en el caso de las economías nacionales, es esperable una mayor interdependencia entre las mismas (Rey y Le Gallo, 2009). Factores económicos tales como la movilidad de la fuerza de trabajo, la movilidad del capital, la difusión de la tecnología y el conocimiento pueden ser particularmente importantes porque afectan directamente las interacciones regionales (Le Gallo et al., 2003).

El hecho de que las regiones estén geográficamente correlacionadas implica que en las ecuaciones (1) y (2) no es válido el supuesto de independencia del vector de errores  $\mathbf{u}$ . De existir una dependencia espacial ignorada, se genera un problema de error de especificación que puede generar estimaciones sesgadas y/o ineficientes en el caso menos problemático o incluso inconsistencia de las estimaciones, dependiendo de la estructura de la dependencia espacial omitida (Anselin, 1988).

La econometría espacial es la rama que posibilita corregir el mencionado problema de especificación. Esta literatura desarrolla métodos específicos para la incorporación de efectos espaciales en modelos econométricos y existe un largo historial de referencias como, por ejemplo, Cliff y Ord (1973), Anselin (1988), LeSage y Pace (2009) y Elhorst (2014), entre



otros. Dentro del contexto de convergencia económica puede mencionarse a Abreu et al. (2005), Ertur et al. (2006), Arbia (2006) y Dall'erba y Le Gallo (2008), por citar algunas referencias relevantes.

El enfoque tradicional de la econometría espacial incorpora la dependencia espacial mediante una matriz de pesos espaciales  $\mathbf{W}$ , de dimensión  $n$  por  $n$ , donde cada elemento define la relación de vecindad entre las regiones: si una región  $i$  es considerada vecina de otra región  $j$ , entonces el elemento de  $\mathbf{W}$  (o peso espacial)  $w_{ij}$  será positivo y en caso de no ser vecinas este valor será cero. Los elementos de la diagonal principal son todos iguales a cero (ninguna región puede ser vecina de sí misma). La matriz de pesos espaciales es usualmente estandarizada por filas tal que la suma de los pesos en cada fila es igual a la unidad. Si consideramos un vector columna  $\mathbf{x}$ , de dimensión  $n$ , al producto  $\mathbf{W}\mathbf{x}$  se lo denomina rezago espacial, siendo cada elemento un promedio ponderado de los valores de  $\mathbf{x}$  tomados por los vecinos de cada región.

Un punto clave en esta literatura es determinar qué observaciones son vecinas entre sí. Para ello se debe establecer una hipótesis de interacción que puede ser de tipo geográfica, social, económica o una combinación de estos tipos. Tradicionalmente se ha utilizado la posición geográfica para determinar el vecindario: criterio de contigüidad o funciones de distancia, aunque actualmente las alternativas no geográficas son muy habituales. Una vez definida  $\mathbf{W}$ , es posible incorporar al modelo rezagos de la variable dependiente, de las explicativas y del término de error (o combinaciones). En el contexto de la ecuación (1) la especificación espacial general se denomina modelo Cliff-Ord:

$$\mathbf{g} = \mathbf{1}\alpha + \mathbf{W}\mathbf{g}\rho + \mathbf{x}\beta + \mathbf{W}\mathbf{x}\gamma + \mathbf{u}, \quad (3)$$

$$\mathbf{u} = \mathbf{W}\mathbf{u}\lambda + \mathbf{e},$$

siendo  $\mathbf{e}$  un vector de errores idiosincráticos *i.i.d.*  $(\mathbf{0}, \sigma_e^2 \mathbf{I})$ . El parámetro  $\rho$  representa la autocorrelación espacial endógena del crecimiento del vecindario,  $\gamma$  captura el *spillover* geográfico local del producto per cápita inicial y  $\lambda$  mide la presencia de efectos espaciales en el término de error.

La ecuación (3) posee problemas de identificación (Ahumada et al., 2018) por lo que en las aplicaciones se restringe al menos un coeficiente espacial a cero. Si se decide sólo incluir el parámetro espacial  $\gamma$ , la estimación puede realizarse por Mínimos Cuadrados Ordinarios

(MCO); en los casos restantes puede utilizarse la estimación por Quasi Máxima Verosimilitud (QMV) (Lee, 2004) o por el Método de Momentos Generalizados (MMG) (Kelejian y Prucha, 1998, 1999).

En cuanto a la literatura empírica de convergencia con efectos espaciales, Abreu et al. (2005) realizan una amplia revisión. Entre los primeros trabajos puede destacarse a Rey y Montouri (1999) que estiman distintas especificaciones con datos de los Estados Unidos para diferentes períodos de tiempo y encuentran que la tasa de convergencia es menor que la hallada por MCO. Por su parte, se encuentran resultados opuestos en otros trabajos como Le Gallo et al. (2003) para Europa (NUTS2) y Asuad y Quintana (2010) para México.

Los estudios iniciales sobre la relación entre espacio y crecimiento incluyeron los efectos espaciales de forma *ad hoc*, sin una derivación teórica del modelo de convergencia. La especificación del modelo era dirigida mediante técnicas de análisis exploratorio espacial (*data driven*), incluyendo autocorrelación espacial y/o heterogeneidad espacial en orden de obtener estimaciones consistentes. Una vía alternativa es utilizar un modelo teórico con modificaciones que permiten derivar un modelo espacial (*theory driven*). En este caso, una importante contribución fue desarrollada por Erthur y Koch (2007), en donde se extiende al modelo neoclásico de Solow con la incorporación de externalidades tipo Arrow-Romer y externalidades espaciales. Estos autores plantean una función de producción agregada de tipo Cobb-Douglas, en donde el nivel agregado de la tecnología en la economía depende de externalidades propias del capital físico y de la interdependencia tecnológica de las economías vecinas. Esta especificación produce un modelo aumentado de  $\beta$ -convergencia que en términos de especificación econométrica es conocido como Modelo Espacial de Durbin (SDM):

$$\mathbf{g} = \mathbf{1}\alpha + \mathbf{W}\mathbf{g}\rho + \mathbf{x}\beta + \mathbf{W}\mathbf{x}\gamma + \mathbf{u}. \quad (4)$$

Este modelo ha sido ampliado por Fischer (2011) incorporando otros términos de control,  $\mathbf{Z}\boldsymbol{\varphi}$ , que incluyen capital humano y efectos fijos regionales para el caso de Europa (NUTS2). Además, recientes extensiones evalúan el modelo (4) para datos regionales de China (Sun et al., 2017).

### III. El caso argentino y el contexto económico de la década de 1950

Los estudios empíricos a nivel regional para la Argentina no encuentran evidencia sobre convergencia absoluta durante la mayor parte del siglo XX. Entre estos estudios puede mencionarse a Elías (1995) para los períodos 1884-1953 (usando 15 provincias) y 1953-1985

(usando 21 provincias), Marina (2001) para diferentes subperíodos entre 1884 y 1994 y Grotz y Llach (2013) para subperíodos entre 1950 y 2010. En ninguno de estos trabajos se encuentra convergencia absoluta significativamente robusta y en general sólo encuentran convergencia condicional al controlar por alguna medida de educación. En el trabajo de Figueras et al. (2014) se analizan los períodos 1980-1989, 1990-1999, 2000-2007 y 1980-2007, donde sólo en el primero de ellos no encuentran convergencia absoluta; esto último junto con los resultados de Aráoz y Nicolini (2016) para el período 1895-1914 forman parte de los pocos casos en los que se encuentra convergencia absoluta para Argentina.

Los trabajos anteriormente mencionados se basan en datos provinciales (con un máximo de 24 unidades geográficas) y en ninguno de ellos se incorpora el componente espacial. Al respecto sólo puede mencionarse a Madariaga et al. (2005), quienes trabajan con un panel de provincias y aplican un filtro espacial (Getis y Griffith, 2002) sobre las variables. Esta técnica permite controlar la dependencia espacial pero la misma no es de principal relevancia en el estudio.

Para un análisis de corte transversal, las técnicas econométricas espaciales necesitan un número relativamente grande de observaciones y el número habitual de 24 regiones subnacionales no brinda garantías al respecto. Sin embargo, una inspección histórica para algunos años de la década de 1950 (puntualmente 1953, 1958 y 1959) nos brinda información de estimaciones de producto bruto geográfico a nivel departamental, constituyendo una muestra de más 400 unidades geográficas. Esta base de datos permite estimar modelos espaciales como el presentado en la ecuación (4) y de esta forma cuantificar por primera vez para la Argentina los efectos de la dependencia espacial en modelos de convergencia.

Con respecto a la configuración regional de la economía argentina (las provincias y regiones se muestran en el Gráfico A del apéndice), es posible distinguir una serie de patrones que se mantienen en el tiempo desde finales del siglo XIX hasta la actualidad. Por ejemplo, pueden mencionarse regiones con niveles de producto per cápita relativamente elevados como Capital Federal y alrededores, con una alta concentración de la población, Buenos Aires y gran parte de la región pampeana, con disponibilidad de recursos para las actividades agropecuarias, y la región Patagónica, escasamente poblada y caracterizada por la actividad ovina y la petrolera. Por el contrario, la región Norte del país se caracterizó por bajos niveles relativos de producto per cápita.

La información de CFI-ITDT (1965) revela que en 1953 el 33% de la población se concentraba en el Gran Buenos Aires\* y que el 67% lo hacía en tan sólo 4 distritos de un total de 24 (Capital Federal, Buenos Aires, Santa Fe y Córdoba). Además, en el Gran Buenos Aires se concentraba el 43% del PBI argentino. Del sector manufacturero, cuyo valor agregado representaba poco más de la cuarta parte del PBI, el 64% se concentraba en Gran Buenos Aires y el 87% en los cuatro distritos más poblados. Por otro lado, los sectores agrícola y ganadero contribuían cada uno con un 10% al PBI argentino. En la provincia de Buenos Aires se concentraba el 30% del valor agregado agrícola y el 40% del ganadero. Esto implica que las actividades industriales y agropecuarias se encontraban concentradas en la región pampeana, en particular, la primera en Gran Buenos Aires y la segunda en el interior de la provincia de Buenos Aires. Por otro lado, el 40% del valor agregado de las industrias extractivas se concentraba en la Patagonia, principalmente vinculado a actividades petroleras.

Para entender el contexto argentino particular de la década de 1950 es necesario retrotraerse al cambio de modelo económico que comenzó a gestarse en las dos décadas previas. Un análisis amplio puede encontrarse en Belini y Korol (2012), Cortés Conde (2013), Di Tella y Dornbusch (1989), Díaz Alejandro (1970), Eshag y Thorp (1965), Ferrer (2004), Gerchunoff y Llach (2007), Rapoport (2008) y Zalduendo (1975).

Entre 1953 y 1959 la tasa de crecimiento anual promedio del PBI real argentino fue de aproximadamente un 3% según datos del Banco Central República Argentina (BCRA, 1975), coincidente la información provista por Ferreres (2010) y Maddison Project Database (Bolt et al., 2018). Los mayores crecimientos se presentaron en las industrias extractivas y servicios públicos (electricidad, gas y agua), seguidos por la industria manufacturera y observándose un estancamiento en el sector agropecuario (cálculos en base a datos sectoriales de BCRA, 1975 y Ferreres, 2010). Esta coyuntura se conecta con los cambios de modelo productivo que comenzaron a gestarse en las dos décadas previas.

Hasta antes de 1930, el sistema económico argentino estaba basado en un modelo de tipo agroexportador, donde a partir de las divisas obtenidas de exportaciones de productos agropecuarios (principalmente cereales, lino y productos ganaderos de la región pampeana) se importaban productos industrializados. Tanto la actividad económica como la población se concentraban en la región pampeana, especialmente en el Gran Buenos Aires (Aráoz y Nicolini, 2019). Luego de la crisis económica internacional de 1930, la integración de Argentina con el

---

\* Región integrada por Capital Federal y su conurbación sobre la Provincia de Buenos Aires.

resto del mundo se redujo considerablemente y comenzó a implementarse un proceso de industrialización por sustitución de importaciones (ISI). Al presentarse dificultades en la importación de maquinarias y equipos, la ISI se orientó hacia ramas intensivas en mano de obra, como textiles y alimentos y metalúrgica liviana (por ejemplo, electrodomésticos). Cabe destacar que en los últimos años de la Segunda Guerra Mundial el producto bruto manufacturero argentino pasó a superar al agropecuario.

Con el fin de la Segunda Guerra Mundial y el inicio del gobierno de Perón en 1946, el proceso de industrialización pasó a ser una política de estado, por lo que se tomaron medidas de protección y fomento de distinto tipo: créditos a bajas tasas de interés reales (incluso negativas), restricciones cuantitativas a las importaciones y tipos de cambio múltiples. Por otro lado, a partir de un organismo que centralizaba el comercio exterior, en algunos casos el gobierno monopolizaba la compra de productos exportables pagando a los productores un precio inferior al internacional. Esto ocurrió principalmente con los cereales pampeanos, lo que llevó a que parte de esas tierras se utilicen en la ganadería.

Con la aceleración del proceso de industrialización, esta actividad y los servicios adquirieron importancia en la generación de empleo, lo que también aceleró el proceso de urbanización. La mayor disponibilidad de servicios básicos, el alto ingreso relativo de la población, la disponibilidad de mano de obra y la concentración del gasto público fueron algunos de los factores que hicieron del Gran Buenos Aires un punto de atracción en este proceso (Ferrer, 2004). En Buenos Aires y la zona pampeana quedaron localizadas las principales industrias. En el resto del país el desarrollo industrial se concentró alrededor de actividades vinculadas a cultivos industriales, como la ya tradicional caña de azúcar en Tucumán y vid en Cuyo, y otras como algodón (Chaco), arroz (Entre Ríos y Corrientes), yerba mate (Misiones) y tabaco (Corrientes y Misiones). También es importante destacar el caso de la actividad petrolera en la Patagonia, donde se observa una baja densidad poblacional con un elevado ingreso per cápita en términos relativos<sup>†</sup>.

Un problema de este proceso de industrialización es que generaba una demanda creciente de divisas, ya que dependía de la importación de insumos y bienes de capital. En la inmediata posguerra, las divisas se obtenían de la exportación de productos agropecuarios cuyo valor era excepcionalmente alto. Sin embargo, cuando a finales de la década de 1940 comenzaron a disminuir, se generó un problema de estrangulamiento externo que condicionó la política

---

<sup>†</sup> Cabe destacar que este ingreso per cápita elevado existía aún antes del desarrollo de la actividad petrolera en la región, caracterizada previamente por la ganadería ovina.

económica de la década siguiente. Esto se agravó con las sequías en el año 1952, lo que llevó a plantear un cambio de rumbo en la política económica argentina, donde se buscó fomentar al sector exportador (agropecuario pampeano) y sustituir las importaciones vinculadas a las industrias básicas (acero, petroquímica, transportes, generación de energía, metalmecánica). La expansión de estas industrias, basadas en inversiones extranjeras, se genera finalmente a partir de 1958 bajo el gobierno de Frondizi y se concentra principalmente en el Gran Buenos Aires, aunque puede mencionarse a Santa Fe y Córdoba como otros destinos importantes.

Por último, puede decirse que la década de 1950 constituye una transición de un sistema intervencionista a uno más ortodoxo (Eshag y Thorp, 1965), con vaivenes en las políticas económicas en búsqueda de hacer frente a diversos desequilibrios macroeconómicos (estrangulamiento de externo, déficit fiscal, inflación y problemas estructurales en transporte y energía) y al mismo tiempo contener tensiones sociales.

#### **IV. Datos y análisis descriptivo**

La principal fuente de información utilizada proviene del Consejo Federal de Inversiones y el Instituto Torcuato Di Tella (CFI-ITDT, 1965), donde, entre otros datos, se presenta una estimación del Producto Bruto Geográfico (PBG) de Argentina para los años 1953 y 1959 para 24 jurisdicciones políticas mayores (provincias) y para 462 jurisdicciones políticas menores (departamentos o partidos)<sup>‡</sup>. A partir de dicho trabajo, el CFI fue designado como responsable del cálculo 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 los departamentos de todas las provincias.

CFI-ITDT (1965) estima el PBG a costo de factores y valores corrientes para 14 actividades económicas siguiendo dos procedimientos principales: “a) estimación directa apoyada en la utilización de datos básicos referidos al nivel provincial o departamental; b) prorrateo de los 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. Los PBG sectoriales se publicaron a nivel provincial, pero a nivel departamental sólo los totales.

---

<sup>‡</sup> Los valores para los partidos del “conurbano bonaerense” se publicaron agrupados.

Con respecto a la población, excepto para Capital Federal que en ese momento contaba con series permanentes de población, CFI-ITDT (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 de GADM *database of Global Administrative Areas*<sup>§</sup> (<https://gadm.org/>). Las delimitaciones geográficas utilizadas por CFI-ITDT (1965) se establecieron siguiendo al Instituto Geográfico Militar en 1958<sup>\*\*</sup>, presentando diferencias con los límites más actualizados del mapa de GADM. Estas inconsistencias fueron salvadas mediante modificaciones<sup>††</sup> utilizando el software Quantum GIS.

Los valores de los PBG del año 1959 fueron deflactados a partir del Índice de Precios Implícitos en el PBI a costo de factores de BCRA (1975); lamentablemente, para realizar las deflaciones no se dispone de indicadores departamentales ni provinciales. La Tabla 1 muestra las estadísticas descriptivas para los años 1953 y 1959. Puede observarse una gran disparidad en términos de producto per cápita, siendo de más de 70 el cociente entre los departamentos de mayor y menor valor para ambos años. Excluyendo a los departamentos de los deciles superiores e inferiores, este cociente es superior a 5 en 1953 y se incrementa en 1959, lo que sugiere un ligero aumento en la dispersión en el producto bruto per cápita entre departamentos. Al observar los coeficientes de variación de ambos años los valores no sugieren convergencia ( $\sigma$ -convergencia), sino una persistencia e incluso una débil divergencia.

**Tabla 1: Estadística descriptiva**

	PBG per cápita (miles de m\$ <sub>n</sub> de 1953)		Crecimiento anual promedio (%)
	1953	1959	
Total Argentina	6.54	5.96	-1.53
Media	5.19	5.27	-0.25
Mínimo	0.64	0.50	-18.03
Máximo	46.50	35.59	21.67
1° decil	1.66	1.56	-6.40
9° decil	9.30	9.81	5.37
Desvío estándar	3.70	4.00	5.19
Coef. de variación	0.71	0.76	-
Máx/Mín	72.85	71.44	-

<sup>§</sup> La cartografía publicada por INDEC e Instituto Geográfico Nacional contenía errores como superposición parcial de departamentos, por lo que se decidió no utilizarlos.

<sup>\*\*</sup> CFI-ITDT (1965) realizó algunas modificaciones a esos límites: (a) se agruparon las circunscripciones de Capital Federal; (b) se agruparon los 17 partidos del Conurbano Bonaerense; (c) Berisso y Ensenada se agregaron a La Plata; (d) de las regiones de Tierra del Fuego, Antártida e Islas del Atlántico Sur sólo se computó la primera.

<sup>††</sup> Luego de 1958, algunos departamentos fueron particionados tal que la solución era simplemente unir los límites actuales. En otros casos, como en las provincias de Tucumán, Tierra del Fuego y en menor medida Buenos Aires los cambios limítrofes fueron más complejos. Para realizar la reconstrucción en estos últimos casos se consultaron los mapas de *Integrated Public Use Microdata Series* (IPUMS) para 1970 (Ruggles et al., 2003), Bolsi et al. (1997) y Ejército Argentino e Instituto Geográfico Militar (1953).

9° decil/1°decil	5.60	6.30	-
------------------	------	------	---

Nota: Peso Moneda Nacional (m\$<sub>n</sub>) fue la unidad monetaria vigente en la Argentina hasta 1970. 1 \$ (moneda actual) equivale a 10<sup>13</sup> m\$<sub>n</sub>. Nro. de observaciones: 462 departamentos.

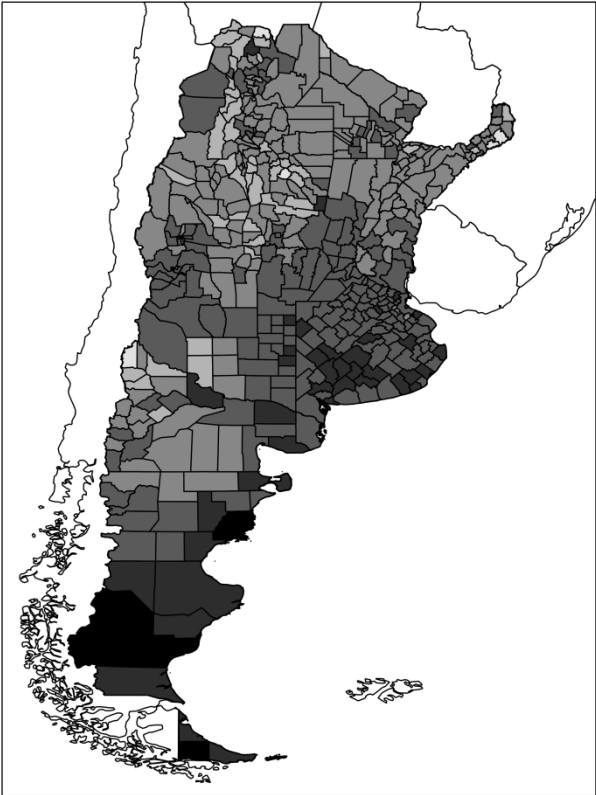
En el Gráfico 1 se muestran mapas de percentiles de los PBG per cápita a valores corrientes de los años 1953 y 1959, y de su crecimiento anual promedio. El PBG per cápita muestra un patrón geográfico muy claro y similar en ambos años: niveles relativamente bajos en la zona Norte del país y niveles relativamente más altos en las regiones Patagónica y Pampeana. Cabe señalar que los casos de mayor concentración de población corresponden a Capital Federal (con aproximadamente un 19%), los partidos que constituyen el Conurbano Bonaerense (más de un 13%), seguidos con bastante diferencia por Rosario de la provincia de Santa Fe (con poco más de un 3%). Entre estas tres regiones se acumula más del 46% del PBG del total del país (cerca del 30% corresponde solamente a Capital Federal).

Un punto a destacar es el patrón del mapa de crecimiento del Gráfico 1. Según la hipótesis de convergencia, debería observarse un patrón opuesto al de los niveles de 1953, pero este patrón no se visualiza para nuestro periodo. En la región patagónica, al sur, y en el centro del país se observan algunas regiones de crecimiento relativamente elevado y con nivel inicial elevado. En cambio, en la zona del Noreste, se observan regiones de crecimiento relativamente bajo y con nivel inicial bajo. Esta evidencia descriptiva es indicativa de divergencia.

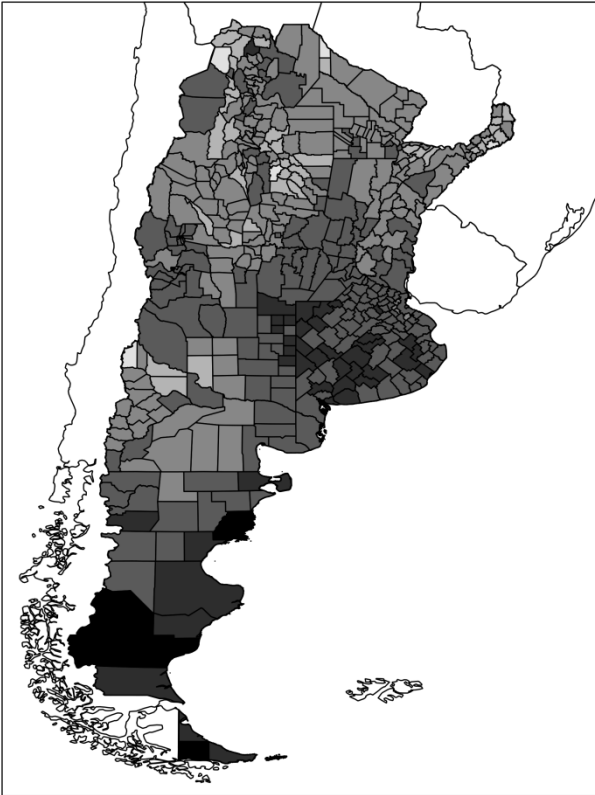


Gráfico 1: Mapas de percentiles

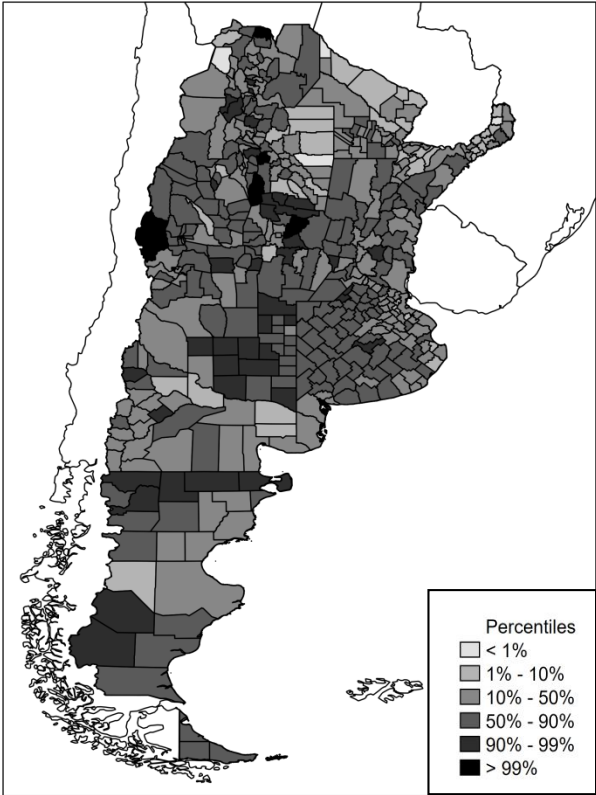
PBG per cápita año 1953



PBG per cápita año 1959



Crecimiento

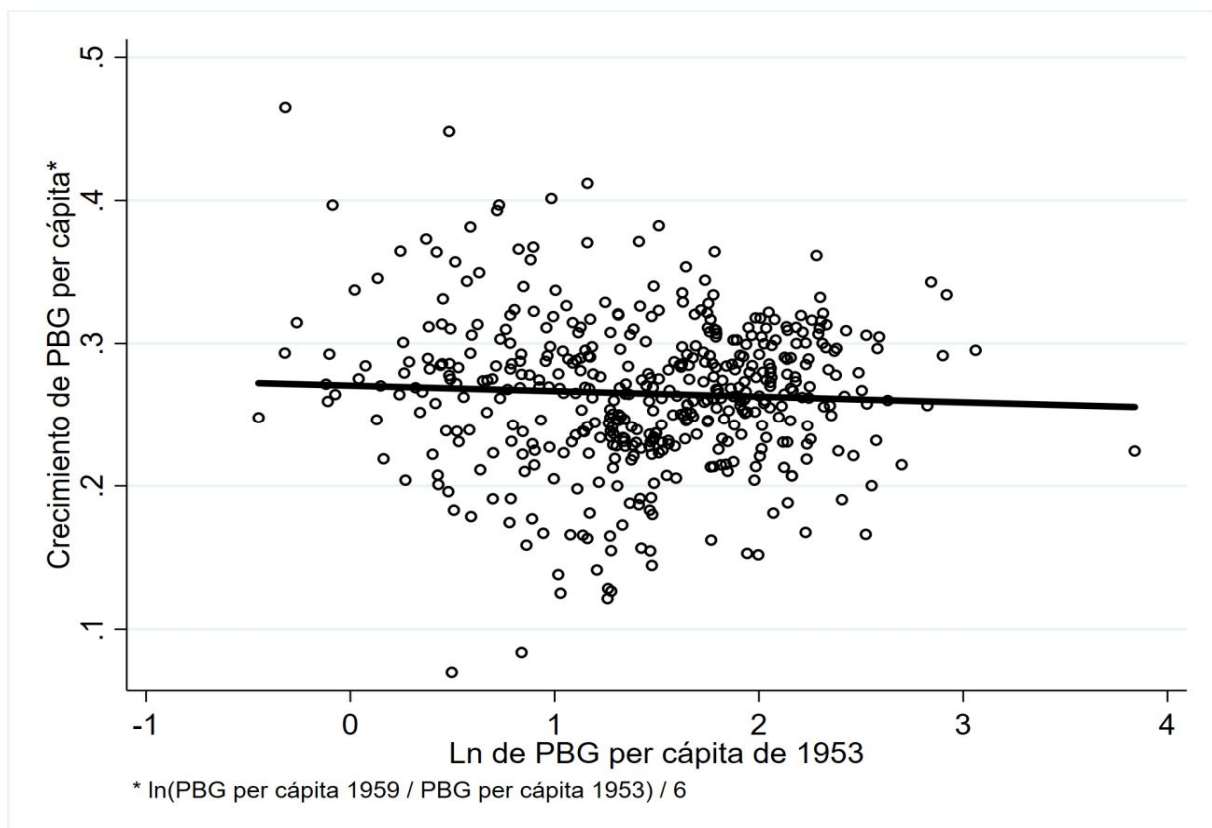


## V. Análisis empírico de convergencia

A partir de lo expuesto en la sección 2, una primera aproximación inferencial para estudiar  $\beta$ -convergencia es evaluar la presencia de convergencia no condicional estimando la ecuación (1), con los períodos 0 y  $T$  dados por los años 1953 y 1959, respectivamente, y  $g_i = \ln(y_{1959i} / y_{1953i}) / 6$ .

Los resultados obtenidos por MCO de la ecuación (1) para datos a nivel provincial (24 observaciones) no muestran convergencia significativa ( $\hat{\beta} = 0.008$ , *valor - p* = 0.5), en consonancia la literatura empírica del período. Esta conclusión se mantiene si se utilizan datos a nivel departamental con 462 observaciones (columna (I) de la Tabla 2 y en el Gráfico 2. Por otro lado, al incluir controles por provincias sí se encuentra convergencia (condicional) significativa (columna III de Tabla 2).

Gráfico N° 2. PBG per cápita departamental inicial y crecimiento



Como se mencionó en secciones anteriores, la posible presencia de efectos espaciales invalida el supuesto de que los errores  $u_i$  sean *i. i. d.* Para contrastar la presencia de tales efectos pueden utilizarse diversos estadísticos espaciales. La aplicación de estos estadísticos requiere la previa definición de una matriz de pesos espaciales  $W$ , tal como se definió previamente.

Un punto importante es la elección del criterio de vecindad para generar la matriz de pesos espaciales. La elección del criterio no suele provenir de la teoría, siendo una especificación *ad hoc* establecida por el investigador. Existen numerosos criterios de vecindad basados en características geográficas, económicas, sociales o mixtas (véase Anselin y Rey, 2014, para un amplio desarrollo sobre estas opciones). En nuestro caso, se ha elegido un criterio geográfico mediante  $k$  vecinos más cercanos y usando una ponderación del peso en función de la distancia geográfica. Estrictamente, se estimó un Kernel Gaussiano adaptativo definido de la siguiente manera:

$$w_{ij} = \begin{cases} \exp \left[ -\frac{1}{2} \left( \frac{d_{ij}}{d_{i(k)}} \right)^2 \right], & \text{si } d_{ij} \leq d_{i(k)}, i \neq j, \\ 0, & \text{en otro caso,} \end{cases} \quad (5)$$

siendo  $d_{ij}$  la distancia entre las regiones  $i$  y  $j$  cercanas y ponderada por la máxima distancia,  $d_{i(k)}$ , proveniente del  $k$ -ésimo vecino más cercano. Esta función genera que las regiones más próximas al punto  $i$  tengan mayor peso respecto al  $k$ -ésimo vecino que es el último vecino considerado para dicha observación.

La elección óptima del  $k$ -ésimo vecino más cercano se obtuvo mediante la minimización de una función de validación cruzada ( $CV$ ) habitual:

$$CV(k) = \sum_{i=1}^n [g_i - \hat{g}_{-i}(k)]^2, \quad (6)$$

donde  $\hat{g}_{-i}(k)$  es el valor estimado de  $g_i$  bajo un valor  $k$  con la omisión de la observación localizada en  $(lat_i, lon_i)$ . El modelo usado para definir  $k$  considera como variable dependiente  $g_i$  de cada departamento y una constante, sin variables explicativas adicionales. El valor óptimo de  $k$  obtenido de la ecuación (6) fue de 52 vecinos.

Usando la matriz de contactos obtenida por el Kernel gaussiano, en la columna (I) de la Tabla 2 se muestran los resultados del test I de Moran, cuya hipótesis nula es no autocorrelación espacial de los residuos  $u_i$ . El resultado sugiere la presencia de autocorrelación espacial positiva, implicando que observaciones con valores similares en los residuos se encuentran próximas entre sí en el espacio geográfico. El rechazo de la hipótesis nula, no implica necesariamente la inclusión de efectos espaciales ya que el test I de Moran es sensible a la especificación errónea del modelo. Es por ello que existe una batería de estadísticos espaciales que permiten detectar con mayor certeza la presencia de efectos espaciales. En la Tabla 2 se incluyen los estadísticos Multiplicadores de Lagrange robustos, RLM error y RLM lag, cuyas hipótesis nulas, en términos de la ecuación (3) son:  $\lambda = 0$  y  $\rho = 0$ , respectivamente. En ambos casos se rechaza  $H_0$  implicando la presencia de ambos efectos espaciales. La lectura conjunta de los resultados de los *test* espaciales permite establecer la especificación errónea del modelo MCO y la posibilidad de añadir efectos espaciales para su corrección. Aquí se abren dos caminos alternativos: uno es incorporar efectos espaciales de manera secuencial (de lo particular a lo general, STGE) o comenzar con el modelo más complejo posible y eliminar los efectos espaciales no significativos (de lo general a lo particular, GETS). La literatura no ha encontrado grandes diferencias en el resultado final y ambas estrategias son válidas, sin embargo, la estrategia GETS es más robusta ante posibles *outliers* y no linealidades (Mur y Angulo, 2009).

Adoptando la estrategia GETS, utilizamos el modelo más complejo posible sugerido por la literatura y que es acorde al modelo teórico desarrollado por Erthur y Koch (2007), el Modelo Espacial de Durbin (SDM), ecuación (4).

La estimación de los modelos espaciales se realizó mediante QMV, utilizando la matriz de pesos espaciales  $W$  construida anteriormente. Los resultados, se muestran en la columna (II) de la Tabla 2. A diferencia de la ecuación (1), la inclusión de los efectos espaciales en la ecuación (4) genera un resultado de convergencia significativa entre los departamentos. Además, puede observarse que todos coeficientes espaciales (cuantificados con  $\hat{\rho}$  y  $\hat{\lambda}$ ) son significativos. Estos resultados producen una mayor velocidad de convergencia respecto al modelo de la columna (I).

Puede pensarse que existen heterogeneidades no consideradas en estos dos modelos iniciales. En las dos últimas columnas, columnas III y IV, de la Tabla 2 se incluyen variables de control

por provincia a las ecuaciones (3) y (4). Para ambos modelos, las variables de control son conjuntamente significativas tal como muestra al final de la Tabla.

Adicionalmente, se realizaron ejercicios para comprobar la robustez de los resultados obtenidos. Para ello se estimaron los mismos modelos espaciales considerando una matriz de pesos alternativa. Para una W creada mediante el criterio de contigüidad tipo reina de 2° orden (incluye vecinos limítrofes y a los vecinos de éstos) se obtienen resultados similares a los expuestos. Estos resultados no se incluyen en el presente trabajo, pero están disponibles a pedido de los interesados.

**Tabla 2: Resultados de las estimaciones**

Dep: $\Delta(\ln \text{PBGpc})/6$	(I)	(II)	(III)	(IV)
	MCO	SDM	MCO	SDM
Constante ( $\alpha$ )	0.0017 (0.0069)	-0.0186 * (0.0095)	0.0280 *** (0.0072)	0.0017 (0.0094)
$\ln \text{pbgpc } 1953 (\beta)$	-0.0039 (0.0040)	-0.0257 *** (0.0046)	-0.0182 *** (0.0040)	-0.0309 *** (0.0045)
$W \cdot \ln \text{PBG pc } 1953 (\gamma)$	-	0.0380 *** (0.0084)	-	0.0310 *** (0.0077)
$W \cdot \Delta(\ln \text{PBGpc})/6 (\rho)$	-	0.8309 *** (0.0623)	-	0.4637 *** (0.1253)
Efecto directo	-0.0039 (0.0040)	-0.0249 *** (0.0046)	-0.0182 *** (0.0040)	-0.0307 *** (0.0044)
Efecto indirecto	-	0.0979 *** (0.0335)	-	0.0308 ** (0.0122)
Efecto total	-0.0039 (0.0040)	0.07300 ** (0.0329)	-0.0182 *** (0.0040)	0.0000 (0.0111)
I de Moran	21.06 ***	-	-	-
RLM error	59.27 ***	-	-	-
RLM lag	32.44 ***	-	-	-
Test de controles por prov.	-	-	20.75 ***	105.61 ***
Test factores comunes ( $H_0: \gamma = \rho\beta$ )	-	4.96 **	-	4.04 **
Velocidad de convergencia (% anual)	0.39	2.79	1.93	3.42
Vida media (años)	178	27	38	22

Nota: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . 462 observaciones. Errores estándares robustos entre paréntesis. Matriz W: kernel gaussiano adaptativo de 52 vecinos más cercanos.

Respecto a los coeficientes espaciales, para la siguiente interpretación supondremos que el coeficiente  $\hat{\rho}$  es igual a cero. El coeficiente  $\hat{\gamma} > 0$  captura el efecto espacial local indicando que tener un vecindario 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*. La clusterización de los productos per cápita departamentales observada en la Argentina (Gráfico 1) junto con los resultados mencionados tiene implicancias en cuanto a la convergencia: el efecto convergencia ( $\hat{\beta} < 0$ ) debería hacer crecer “menos” a un 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 local lo hace crecer “menos” al estar rodeado de departamentos de nivel bajo. Por lo tanto, en este caso, el efecto espacial local le quita fuerza al efecto convergencia y su omisión en la especificación de un MCO sin efectos espaciales es una explicación al hecho de no encontrar un  $\hat{\beta}$  significativamente distinto de 0. Es decir, la estimación no-espacial compensa en el coeficiente de convergencia la omisión de la interacción espacial local, “retardando” la convergencia entre clústeres.

La presencia del coeficiente  $\hat{\rho}$  modifica completamente la interpretación del modelo ya que la variable  $Wg$  es endógena. La estimación significativa del coeficiente implica la presencia de un efecto contagio endógeno que genera una retroalimentación en la tasa de crecimiento. Este tipo de efecto espacial es considerado de tipo global, contrario al efecto local previamente comentado, ya que afecta a todas las regiones independientemente de la proximidad entre ellas. Algunos estudios empíricos han interpretado directamente al coeficiente  $\hat{\rho}$  como evidencia del impacto marginal del vecindario espacial o *spillover* espacial. Sin embargo, LeSage y Pace (2009) señalan que dicha interpretación lleva a conclusiones erróneas y es necesario tomar en cuenta la derivada parcial de un cambio en las variables explicativas para interpretar correctamente la inferencia. Siguiendo a LeSage y Pace (2009), es posible expresar valor esperado de la forma reducida del modelo de (4) la siguiente manera:  $Eg = (I - W\rho)^{-1} [x\beta + Wx\gamma]$ , siendo  $E$  el operador de esperanza. Entonces, la matriz de derivadas parciales de  $Eg$  respecto al cambio unitario de la única variable explicativa puede ser representada como:

$$\left[ \frac{\partial Eg}{\partial x_{11}} \quad \dots \quad \frac{\partial Eg}{\partial x_{n1}} \right] = \begin{bmatrix} \frac{\partial Eg_1}{\partial x_{11}} & \dots & \frac{\partial Eg_1}{\partial x_{n1}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial Eg_n}{\partial x_{11}} & \dots & \frac{\partial Eg_n}{\partial x_{n1}} \end{bmatrix}, \quad (7)$$

$$= (\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)^{-1} \begin{bmatrix} \beta & \cdots & w_{1n}\gamma \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1}\gamma & \cdots & \beta \end{bmatrix},$$

(8)

$$= (\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)^{-1} [\mathbf{I}\beta + \mathbf{W}\gamma],$$

(9)

donde  $w_{ij}$  es el  $(i, j)$ -ésimo elemento de  $\mathbf{W}$ , siendo  $\mathbf{I}$  una matriz identidad de orden  $n$ .

La expresión en la ecuación (9) muestra el efecto esperado total de un cambio unitario en la variable explicativa y puede ser descompuesto en un efecto directo  $(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)^{-1} [\mathbf{I}\beta]$  y un efecto indirecto  $(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)^{-1} [\mathbf{W}\gamma]$ . El efecto directo captura el efecto propio en cada región de un cambio unitario en la variable explicativa. Dado que este efecto es particular para cada unidad, LeSage y Pace (2009) sugieren reportar este efecto como el valor promedio de los elementos de la diagonal principal de la matriz de derivadas parciales. El efecto indirecto, conocido como *spillover* espacial, es reportado como el valor medio de la suma de los elementos por fuera de la diagonal principal. Igual que el anterior efecto, existe un valor particular para cada región que depende de la cantidad de vecinos y de la distancia de los mismos. Adicionalmente, puede obtenerse la significancia de estos efectos promedio usando simulaciones Monte Carlo mediante shocks aleatorios en el término de error. Los resultados son reportados en las columnas II y IV de la Tabla 2.

El efecto directo no difiere sustancialmente del coeficiente  $\beta$ , tal como puede observarse en la Tabla 2. El efecto indirecto cuantifica el impacto promedio de la interdependencia espacial brindando una medida del impacto en el cambio de la variable explicativa de los vecinos. Puede observarse que el efecto indirecto compensa e incluso supera al efecto directo, lo que impide la convergencia regional.

Es importante destacar que los efectos directos e indirectos deben interpretarse como efectos de largo plazo ya que el término  $(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)^{-1}$  puede escribirse como una progresión geométrica:  $(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)^{-1} = \mathbf{I} + \mathbf{W}\rho + \mathbf{W}^2\rho^2 + \mathbf{W}^3\rho^3 + \dots$  (conocido como multiplicador de Leontieff). Bajo condiciones de regularidad,  $-1 < \rho < 1$ , la progresión convergerá a un estado estacionario luego de que se efectúen todas las interacciones espaciales.

Al incluir controles por provincias (columna III de Tabla 2) sí se encuentra un  $\hat{\beta}$  negativo y significativo, lo que implica evidencia de convergencia condicional. Sin embargo, los resultados en términos de efectos espaciales se mantienen (columna IV de Tabla 2). Esto implica que existen simultáneamente distintos estados estacionarios por regiones y efectos

*spillover* entre los departamentos. Como ya se mencionó, al existir agrupamientos de departamentos con niveles de PBG per cápita similares, estos *spillovers* actúan de forma opuesta a la convergencia: los efectos indirectos muestran que la proximidad de departamentos de alto nivel de producto per cápita aceleran su crecimiento.

## VI. El proceso de difusión espacial

Los efectos directos e indirectos son obtenidos suponiendo un cambio uniforme en la variable explicativa para todas las regiones. Si bien esta interpretación es muy popular en la actualidad, no es la única alternativa para interpretar los resultados obtenidos. En esta sección buscamos explotar un conjunto de medidas alternativas que permiten distinguir en el proceso de difusión espacial entre efecto emisión y efecto recepción, brindando información sobre el grado de heterogeneidad espacial existente.

Reconsideremos la forma reducida del modelo SDM estimado, incluyendo los controles provinciales ( $\mathbf{Z}$ ):

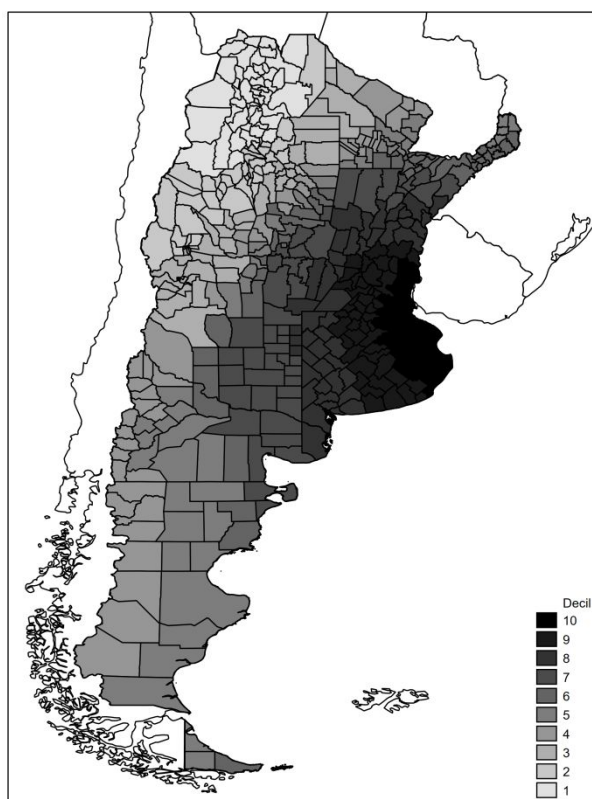
$$\mathbf{g} = (\mathbf{I} - \mathbf{W}\hat{\rho})^{-1}(\mathbf{1}\hat{\alpha} + \mathbf{x}\hat{\beta} + \mathbf{W}\mathbf{x}\hat{\gamma} + \mathbf{Z}\hat{\phi} + \hat{\mathbf{u}}). \quad (10)$$

A partir de esta expresión y de las estimaciones realizadas en la Tabla 2, columna (IV), es posible predecir la respuesta de cada uno de los  $g_i$  elementos de  $\mathbf{g}$  ante un shock en algún departamento  $j$ . Por ejemplo, puede generarse un shock de magnitud  $s$  en un departamento  $j$  modificando al elemento  $\hat{u}_j$  de  $\hat{\mathbf{u}}$  sustituyéndolo por  $\hat{u}_j + s$ . Luego, se generarán las predicciones  $g_i^j$  para todos los departamentos una vez incorporado el shock en  $j$ .

En el Gráfico 3 se muestran los valores de  $g_i^j - g_i$  luego de introducir un shock de  $2\sigma_{\hat{\mathbf{u}}}$  en Capital Federal, considerado el departamento  $j$ . Como puede notarse, el efecto de este shock se propaga a lo largo del todo el país debido a la configuración de la matriz de contactos, mostrando un mayor impacto en los departamentos más cercanos a Capital Federal.

**Gráfico 3: Difusión de un shock en Capital Federal**





Si se promedian los efectos del shock de Capital Federal en los restantes departamentos, puede obtenerse el Efecto Emisión Promedio para este distrito. Esto es, para un shock en un departamento  $j$ :

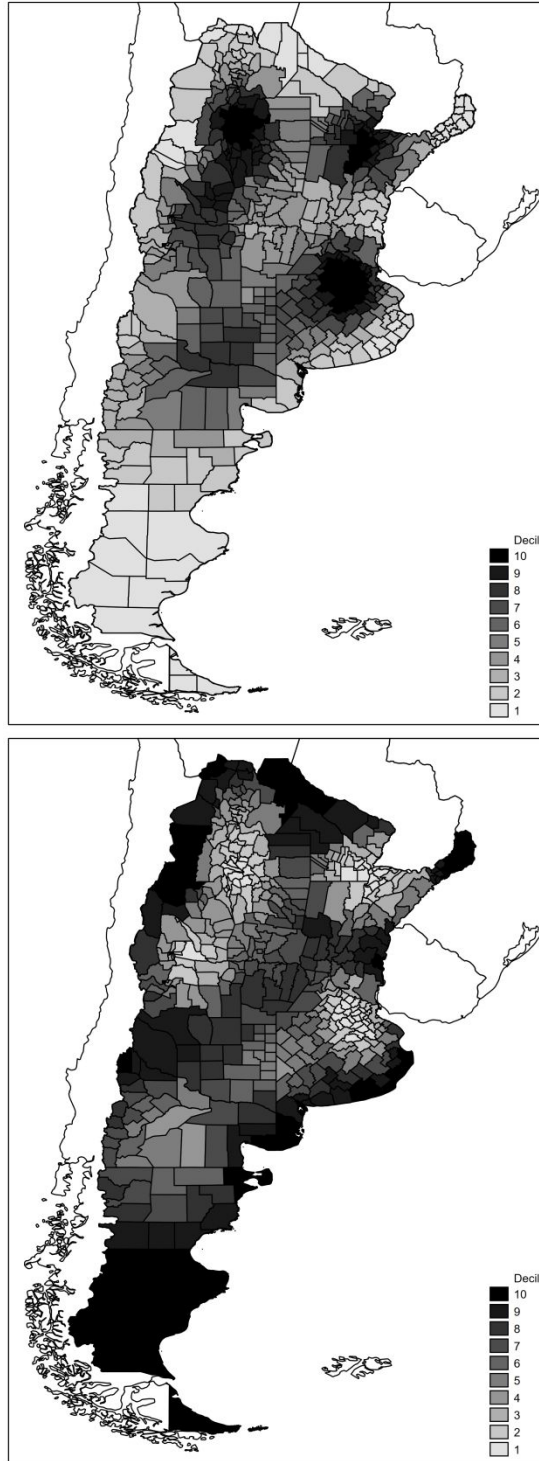
$$EEP_j = \frac{1}{n-1} \sum_{i \neq j} (g_i^j - g_i), \quad (12)$$

En el Gráfico 4a se muestran los  $EEP$  obtenidos al aplicar sucesivamente un shock de  $2\sigma_{\hat{u}}$  en cada departamento. En este caso, por ejemplo, el valor de Capital Federal se obtiene de promediar los valores representados en el Gráfico 3 excluyendo a ese distrito.

**Gráfico 4: Efectos promedio de shocks en todos los departamentos**

**a- Emisión**

**b- Recepción**



Si el proceso previamente comentado se realiza de forma iterativa para todos los departamentos, entonces es posible calcular un efecto alternativo definido como Efecto Recepción Promedio.

Este efecto representa la respuesta media del departamento  $j$  ante un shock sucesivo en cada uno de los departamentos restantes (representado en el Gráfico 4b). Es decir:

$$ERP_j = \frac{1}{n-1} \sum_{i \neq j} (g_j^i - g_j), \quad (13)$$

En el Gráfico 4a pueden distinguirse tres zonas que actúan como “propagadoras” de shocks. Las mismas están constituidas en el Norte de la provincia de Buenos Aires, la provincia de Tucumán y en los departamentos frontera entre las provincias de Santa Fe, Corrientes y Chaco. La primera de estas zonas se caracteriza por ser una de las regiones del país cuyo suelo y clima son de los más aptos (incluso a nivel mundial) para las actividades vinculadas al sector agropecuario; los departamentos de esta región que en el Gráfico 4a corresponden al décimo decil acumulan más del 70% del valor bruto de la producción de cereales y oleaginosas del país de 1953. Con respecto a la provincia de Tucumán, durante la mayor parte del siglo XX fue con diferencia líder del Noroeste argentino en términos económicos, concentrando el más del 40% del PBG de la región y representando más del doble del de Salta (segunda provincia de la región en términos de PBG) en 1953. En cuanto a la tercera zona propagadora, por un lado abarca la principal zona urbana del Noreste argentino, al contener a las capitales de las provincias de Chaco y Corrientes; además, en la misma se localizan los principales puertos fluviales del norte del país, que a través del río Paraná la conectan con Buenos Aires.

## VII. Conclusiones

Este trabajo cuantifica por primera vez la importancia de los efectos espaciales en los procesos de convergencia económica para la Argentina.

A partir de datos departamentales de corte transversal correspondientes a la década de 1950, es posible entender que la omisión de las interacciones espaciales es un error de especificación de suma importancia. La incorporación de los efectos espaciales al análisis econométrico refleja que los mismos actúan en forma opuesta a la convergencia y que ésta última se torna significativa una vez incorporados. La omisión de estos efectos es un factor explicativo detrás del hecho de que la literatura empírica no encuentre convergencia absoluta en el país durante la mayor parte del siglo XX.

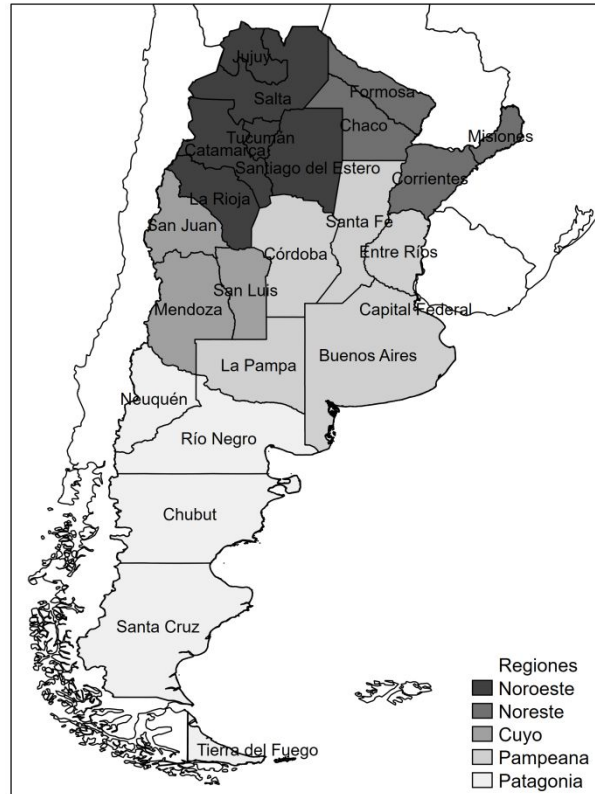
Nuestros resultados muestran que los efectos espaciales están presentes en forma de *spillover* espacial local, es decir en los niveles iniciales de producto bruto per cápita y también en las tasas de crecimiento generando efectos espaciales endógenos, de tipo global, generando impactos que se mantienen en el largo plazo. Con respecto al primero de estos efectos, encontramos que la clusterización existente en la Argentina de 1953 actúa retardando el crecimiento de las regiones con niveles de PBG per cápita bajo y acelerando el de las altas (efecto opuesto a la convergencia). Por otro lado, los efectos *spillover* endógenos (en el crecimiento) actúan como “propagadores” de *shocks* a través de las regiones que acentúan efectos en el largo plazo.

Adicionalmente, el análisis de los efectos emisión y recepción muestran un comportamiento heterogéneo ante shocks aleatorios en las distintas regiones del país. En particular, para el periodo analizado, se encontraron tres zonas con un fuerte efecto de propagación relativo al resto: en norte de la provincia de Buenos Aires, la provincia de Tucumán y la zona urbana y portuaria del Noreste argentino.

Nuestros resultados inferenciales destacan como una contribución complementaria la necesidad de tener estadísticas más desagregadas que las vigentes para establecer medidas de políticas económicas regionales, más allá de las diseñadas a nivel local y/o provincial. En otros países se están haciendo enormes esfuerzos en el seguimiento estadístico para establecer regiones prioritarias en inversión y desarrollo humano, tal que las disparidades regionales tiendan a reducirse a mediano plazo. Ejemplo de este tipo de medidas son las políticas de cohesión económica y social establecidas por la Unión Europea, que clasifican a las regiones con distinto grado de prioridad ayudando de esta forma a la reducción de desigualdades históricas. Nuestro país debería seguir el ejemplo en cuanto a este tipo de políticas a nivel regional y meso-económico.

## Apéndice

**Gráfico A: Provincias y regiones de Argentina**



## Referencias

- Abreu M., de Groot H. y Florax R. (2005), *Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods*, *Région et Développement*, 21, pp. 12-43.
- Ahumada, H, Gabrielli, M.F., Herrera, M. y Sosa Escudero, W. (2018). *Una Nueva Econometría: Automatización, Big data, Econometría Espacial y Estructural*. EDIUNS, Bahía Blanca.
- Anselin L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer, Dordrecht.
- Anselin, L. y Rey, S. (2014). *Modern Spatial Econometrics in Practice: A Guide to GeoDa, GeoDaSpace and PySAL*. GeoDa Press, Chicago.
- Aráoz, M. F. y Nicolini E. (2016). The evolution of regional GDPs in Argentina during the period of globalization at the end of the 19th and beginning of the 20<sup>th</sup> century. *Anales de las Jornadas de la Asociación Argentina de Economía Política*, Tucumán, 2016.
- Aráoz, M. F. y Nicolini, E. (2019). Regional growth and the persistence of regional income inequality in Argentina in the first half of the twentieth century. *Journal of Latin American Studies*. Forthcoming.
- Arbia, G. (2006). *Spatial econometrics: statistical foundations and applications to regional convergence*. Springer Science & Business Media.
- Asuad Sanén, N. y Quintana Romero, L. (2010). Crecimiento económico, convergencia y concentración económica espacial en las entidades federativas de México 1970-2008, *Investigaciones Regionales*, 18.
- Banco Central de la República Argentina (BCRA) (1975). *Sistema de Cuentas del Producto e Ingreso de la Argentina. Vol II: Cuadros Estadísticos*.
- Barro, R. J., y Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence, *Journal of political Economy*, 100(2), pp. 223-251.
- Barro, R. J., y Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth*, 2nd Edition.
- Baumol W. (1986). Productivity growth, convergence and welfare: what the long run data show. *American Economic Review*, 76, pp. 1072-85.
- Belini, C. y Korol, J. C. (2012). *Historia económica de la Argentina en el siglo XX*. Buenos Aires: Siglo Veintiuno Editores.

- Bolsi, Pucci, Caillou, Laanes, Ortiz y Madariaga (1997). *Problemas Poblacionales del Noroeste Argentino*. Instituto de Estudios Geográficos. Facultad de Filosofía y Letras. Universidad Nacional de Tucuman.
- Bolt, J., Inklaar, R., de Jong, H., & van Zanden, J. L. (2018). Rebasings ‘Maddison’: new income comparisons and the shape of long-run economic development. *GGDC Research Memorandum*, 174.
- Cliff A. y Ord J. (1973). *Spatial Autocorrelation*. London: Pion.
- Consejo Federal de Inversiones – Instituto Torcuato DiTella (CFI-ITDT) (1965). *Relevamiento de la estructura regional de la economía argentina*. Edición del CFI, Buenos Aires.
- Cortés Conde, R. (2013). *The political economy of Argentina in the twentieth century*, Cambridge Books.
- Dall’erba, S. y Le Gallo, J. (2008). Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989-1999: a spatial econometric analysis. *Papers in Regional Science*, 87, pp. 219-244.
- Di Tella, G. y Dornbusch, R. (1989). *The Political Economy of Argentina, 1946–83*. Springer.
- Díaz Alejandro, C. F. (1970). *Essays on the economic history of the Argentine Republic*. New Haven: Yale University.
- Ejército Argentino e Instituto Geográfico Militar (1953). *Atlas de la República Argentina*.
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial Econometrics. From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer.
- Elías, V. (1995). Regional economic convergence: The case of Latin American economies. *Estudios de Economía*, 22(2), pp. 159-176.
- Ertur, C. y Koch, W. (2007). Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(6), pp. 1033-1062.
- Ertur, C., Le Gallo, J. y Baumont, C. (2006). The European regional convergence process, 1980-1995: do spatial dependence and spatial heterogeneity matter?, *International Regional Science Review*, 29, pp. 2-34.
- Eshag E. y Thorp R. (1965). Economic and social consequences of orthodox economic policies in Argentina in the post-war years. *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics & Statistics*, 27(1), pp. 1-44.

- Ferrer, A. (2004). *La economía argentina: desde sus orígenes hasta principios del siglo XXI*. Buenos Aires: Fondo de Cultura económica.
- Ferreres, O. J. (2010). *Dos siglos de economía argentina: Edición Bicentenario* (No. 338 (82)(091)). El Ateneo.
- Figueras, A. J., Cristina, D., Blanco, V., Iturralde, I. y Capello, M. L. (2014). Un aporte al debate sobre la convergencia en Argentina: la importancia de los cambios estructurales. *Revista Finanzas y Política Económica*, 6(2).
- Fischer, M. M. (2011). A spatial Mankiw–Romer–Weil model: theory and evidence. *The Annals of Regional Science*, 47(2), pp. 419-436.
- Gerchunoff, P. y Llach, L. (2007). *El ciclo de la ilusión y el desencanto: un siglo de políticas económicas argentinas*. Emecé.
- Getis, A. y Griffith, D. A. (2002). Comparative spatial filtering in regression analysis. *Geographical Analysis*, 34(2), pp. 130-140.
- Gilles, S.P. (1998). The political consequences of unemployment, Working Paper 343, Department of Economics, Universitat Pompeu Fabra.
- Grotz, M. y Llach, J. J. (2013). Coparticipación casi sin convergencia, 1950-2010. En *Consecuencias económicas y políticas del federalismo fiscal argentino* (No. 338 (82) (091)). Universidad Nacional de La Plata, La Plata.
- Islam, N. (2003). What have we learnt from the convergence debate?. *Journal of Economic Surveys*, 17(3), pp. 309-362.
- Kelejian, H. y Prucha, I. (1998). A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1), 99-121.
- Kelejian, H. y Prucha, I. (1999). A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. *International economic review*, 40(2), 509-533.
- Le Gallo, J., Ertur, C. y Baumont, C. (2003). A spatial econometric analysis of convergence across European regions, 1980–1995, en *European regional growth* (pp. 99-129). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Lee, L. (2004). Asymptotic distributions of quasi-maximum likelihood estimators for spatial autoregressive models. *Econometrica*, 72(6), 1899-1925.



- LeSage J. y Pace R. (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
- Madariaga, N., Montout, S., y Ollivaud, P. (2005). Regional convergence and agglomeration in Argentina: a spatial panel data approach. MSE, Université Paris Pantéon-Sorbonne. *Cahiers de la MSE*, bla05006.
- Magalhães, A., Hewings, G. J., y Azzoni, C. R. (2005). Spatial dependence and regional convergence in Brazil. *Investigaciones Regionales-Journal of Regional Research*, (6), 5-20.
- Mankiw, N. G., Romer, D., y Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), pp. 407-437.
- Marina, A. (2001). Convergencia económica en Argentina: ¿qué nos dice la evidencia empírica?. En *Convergencia económica e integración: La experiencia en Europa y América Latina* (pp. 147-162). Ediciones Pirámide.
- Mur, J., y Angulo, A. (2009). Model selection strategies in a spatial setting: Some additional results. *Regional Science and Urban Economics*, 39(2), pp. 200-213.
- Rapoport, M. (2008). *Historia económica, política y social de la Argentina (1880-2003)*. Emecé.
- Rey S. y Montouri B. (1999), U.S. Regional Income Convergence: a Spatial Econometric Perspective. *Regional Studies*, 33, pp. 145-156.
- Rey, S. J., y Le Gallo, J. (2009). Spatial analysis of economic convergence, en *Palgrave handbook of econometrics* (pp. 1251-1290). Palgrave Macmillan, Londres.
- Romer P. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94, 5, pp. 1002-1037.
- Ruggles, S., King, M. L., Levison, D., McCaa, R., & Sobek, M. (2003). IPUMS-international. *Historical Methods: A Journal of Quantitative and Interdisciplinary History*, 36(2), 60-65.
- Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), pp. 65-94.
- Sun, X., Chen, F. y Hewings, G. J. (2017). Spatial Perspective on Regional Growth in China: Evidence from an Extended Neoclassic Growth Model. *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(9), pp. 2063-2081.
- Zalduendo, E. A. (1975). *Las desigualdades económicas entre las regiones de Argentina*.