

Convergencia entre distritos argentinos: Un enfoque de econometría espacial

Isabela Sánchez Vargas^{1,2}

Fernando Antonio Ignacio González^{1,2}

Facundo Costa de Arguibel¹

Juan Antonio Dip¹

¹ Universidad Nacional de Misiones

² CONICET

Resumen

En este trabajo examinamos la existencia de beta-convergencia, entre distritos de Argentina, en términos de ingreso promedio para un período que se extiende por más de dos décadas. A diferencia de la mayoría de los antecedentes en el tópico, aquí relajamos el supuesto de independencia entre observaciones y permitimos la presencia de dependencia espacial.

Los resultados muestran la existencia de un proceso de convergencia condicional en el período examinado. Además, los hallazgos refuerzan la importancia de la inclusión de efectos espaciales en el análisis: la trayectoria económica de un distrito se ve significativamente afectada por la trayectoria de sus vecinos. La existencia y velocidad de convergencia es heterogénea entre subperíodos (1992-2002 vs. 2003-2013).

Palabras clave: convergencia, econometría espacial, crecimiento, desigualdad, Argentina.

1. Introducción

La desigualdad es un tópico de creciente interés a nivel global. La evidencia empírica ha destacado que la desigualdad entre los países ricos y pobres ha mostrado una reducción en los últimos años, en tanto que la disparidad hacia adentro de algunos países ricos se ha incrementado. Esta mayor desigualdad dentro de los países puede tener consecuencias negativas en su desempeño económico y estabilidad sociopolítica (Qureshi, 2017; OCDE, 2015; Rodrik, 2011). El desarrollo desigual, en términos geográficos, produce sistemas productivos ineficientes –con mala asignación territorial de los recursos– y condiciones sociales deterioradas para los individuos (Capello y Nijkamp, 2009). Este fenómeno es particularmente importante para los países de Latinoamérica, dado que son aquellos con mayores niveles de desigualdad –tanto a nivel país como regional– (Lessmann y Seidel, 2017; Alvaredo y Gasparini, 2013). En este sentido, el desarrollo regional equilibrado es un problema latente para la región (Capello y Nijkamp, 2009).

Lo anterior es particularmente relevante para Argentina, un país cuyo crecimiento económico de largo plazo es de lo más sorprendente para la literatura económica. A finales del siglo XIX, Argentina se encontraba entre los países más ricos en términos de ingreso per cápita y su desempeño futuro era prometedor. Sin embargo, el inicio del siglo XXI da cuenta de un pobre

desempeño económico del país –con un estancamiento de más de una década. En este contexto, la historia del desarrollo económico del país ha estado caracterizada por profundas disparidades territoriales. La región del Norte Grande Argentino, conformado por el Noroeste Argentino – Jujuy, Salta, Tucumán, Catamarca, La Rioja y Santiago del Estero– y por el Noreste Argentino – Misiones, Formosa, Corrientes y Chaco– han estado persistentemente rezagadas en relación al resto del país en términos de bienestar y desarrollo (González, Santos y London, 2020; González y Santos, 2020; Longhi y Osatiski, 2017; Aráoz y Nicolini, 2015). Más aún, existe evidencia de que las regiones ricas del país han sufrido un proceso de reversión en la riqueza económica relativa (Maloney y Valencia Caicedo, 2016; Aráoz, Nicolini y Talassino, 2020). En otras palabras, las provincias del sur del país, escasamente pobladas y relativamente pobres en el siglo XVI, se habrían convertido en la región más próspera y rica, mientras que lo contrario ocurrió con la región Noreste.

En este marco, es deseable entender cómo se configuran las trayectorias de crecimiento pasadas de las regiones, ya que son un reflejo de las diferencias de ingresos actuales. En otras palabras, entender a qué velocidad convergen las regiones de un país –si es que lo hacen– podría dar cuenta de la persistencia de la desigualdad. El problema de la desigualdad regional típicamente ha sido estudiado por la literatura del crecimiento económico a partir del análisis de convergencia (Sala-i-Martin, 1992, 1993; Azzoni, 2000). En términos generales, la convergencia implica una tendencia de largo plazo hacia la igualdad en los niveles de vida entre las diferentes regiones. En particular, la literatura distingue al menos dos tipos de convergencia en los modelos de crecimiento: beta-convergencia y sigma-convergencia. La beta-convergencia está asociada con la idea de que los territorios más pobres crecen más rápido que los ricos –las regiones más pobres alcanzan a los ricos–, en tanto que la sigma-convergencia considera que la dispersión de los ingresos entre las regiones disminuye conforme pasa el tiempo. Además, la beta-convergencia puede contemplar comparaciones entre países similares entre sí respecto a factores estructurales (beta-convergencia condicional) o entre todos los países sin condicionar por ninguna característica individual (beta-convergencia incondicional).

Una variedad de estudios han documentado las causas, características y dinámica de los procesos de convergencia a nivel subnacional (Barro y Sala-i Martin, 1992; Rey y Montouri, 1999; Chanda y Kabiraj, 2017). Los estudios de Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992), para Estados Unidos, sobre la convergencia regional basado en regresiones de corte transversal son los más reconocidos en la literatura, y evidencian procesos de convergencia entre las regiones a una velocidad típica de 1%-2% por año. Sin embargo, la literatura empírica ha demostrado resultados heterogéneos en beta convergencia regional entre los países. Aquellos países más desarrollados presentan una menor disparidad regional, en tanto que las naciones más pobres evidencian alta disparidad en sus ingresos regionales (Lessmann y Seidel, 2017).

Una debilidad que presentan estos trabajos es la falta de consideración de las interrelaciones económicas que surgen entre las regiones, en donde las diferentes regiones son tratadas como islas independientes. En este sentido, es de esperar que las regiones a nivel subnacional presenten un mayor grado de interacción debido a menores barreras, mayor flujo de comercio interregional, mayor difusión tecnológica y una gran movilidad del factor trabajo. Esto evidencia que la fortuna de una región podría depender de las regiones vecinas (i.e. dependencia espacial), lo que destaca la necesidad de considerar el fenómeno de la interdependencia para explicar los procesos de crecimiento y desarrollo regional. De esta manera, la proximidad de las unidades geográficas genera una fuerza espacial que podría determinar las dinámicas de crecimiento de las regiones (Rabanal, 2016; Anoni et al., 2019; Rey y Janikas, 2005).

La mejor manera de controlar las interacciones regionales sería incluir directamente los movimientos de mano de obra, capital y bienes en los modelos de convergencia o crecimiento regional. Sin embargo, ante la dificultad en la disponibilidad de datos muchas veces esta tarea se torna imposible. En este caso puntual, los métodos de datos de panel espacial pueden proporcionar un marco indirecto, pero factible y confiable, para los análisis de convergencia y crecimiento regional. Los métodos de datos de panel espacial, pueden corregir el sesgo inherente a los modelos clásicos de crecimiento transversal (Piras y Arbia, 2007). El sesgo generado por las diferencias regionales se controla mediante la inclusión explícita de efectos individuales (regionales) que controlan las heterogeneidades individuales dentro del paradigma de datos de panel (Wooldridge, 2010). Las interdependencias espaciales también se modelan explícitamente en modelos espaciales (Elhorst, 2014) . Como consecuencia, el enfoque de panel espacial nos permite diferenciar con precisión entre los dos tipos de efectos: individuales y espaciales.

Una creciente literatura empírica ha resaltado la importancia de tener en cuenta la dependencia espacial y la heterogeneidad no observada en los estudios de convergencia regional (Abreu et al., 2005; Dall'erba y Le Gallo, 2008; Annoni, Dominicus y Khabirpour, 2018). Rey y Montouri (1999) demostraron para Estados Unidos que la velocidad de convergencia entre los estados disminuye cuando se tiene en cuenta los efectos espaciales. A su vez, Baumont et al. (2003) destaca que la introducción de la dependencia espacial incrementa la tasa de convergencia entre las regiones de la Unión Europea. Estos resultados contrapuestos han sido reconciliados cuando se tiene en cuenta la presencia de heterogeneidad no observada a partir de estimaciones de datos en panel. Badinger et al. (2004), Pfaffermayr (2012) y Cravo y Resende (2013) muestran que la velocidad de convergencia de las regiones es mayor con estimaciones de datos en panel que incluyen efectos fijos. Sin embargo, Barro (2012) argumenta que con muestras pequeñas –paneles cortos– las estimaciones podrían presentar un sesgo de sobreestimación de las tasas de convergencia.

Considerando lo anterior, diversos trabajos han avanzado en el estudio de las disparidades regionales en Argentina. La mayoría de la literatura se ha concentrado en estudiar la beta-convergencia de las regiones del país sin tener en cuenta los efectos espaciales, y una menor parte de los trabajos ha aportado evidencia de la sigma-convergencia (González, Santos y London, 2020; González y Santos, 2020; Aráoz, Nicolini y Talassino, 2020; Aráoz y Nicolini, 2015; Utrera y Koroch, 1998). Una menor frecuencia de trabajos ha incorporado los efectos espaciales en los modelos de convergencia (Talassino, 2017; Talassino y Herrera Gómez, 2021).

En este contexto, este trabajo analiza la evolución de las disparidades regionales en Argentina para el periodo 1992-2013, a partir de la estimación de modelos de convergencia regional estáticos y dinámicos que incorporan efectos espaciales en una estructura de datos de panel. Esta estructura permite la estimación e identificación de los efectos espaciales directos e indirectos, tanto de corto como de largo plazo. De esta manera, posibilita estudiar las trayectorias de crecimiento de los departamentos y la persistencia en la convergencia económica. Asociado a dicha estructura, estudiamos la beta-convergencia absoluta y condicional para el ingreso promedio en distritos del país, utilizando como proxy del ingreso per cápita a la luminosidad nocturna per cápita. La utilización de la luminosidad nocturna como proxy de la actividad económica, y por ende del ingreso, se ha vuelto frecuente en economía (Henderson et al., 2012; Chen y Nordhaus, 2011). Esta tendencia es aún mayor en los estudios que se enfocan en países en desarrollo, en donde la información desagregada generalmente no se encuentra disponible y en donde la informalidad de la actividad económica es elevada –la luminosidad nocturna permite capturar la totalidad de la actividad económica.

En el mejor de nuestro conocimiento, este trabajo añade valor a la literatura de convergencia en tres aspectos. Primero, considera un período de más de dos décadas, con una frecuencia anual en los datos, para distritos de un país en desarrollo –Argentina. Típicamente, la literatura se ha enfocado en comparar entre países o entre distritos de países desarrollados. Segundo, este trabajo levanta el supuesto de independencia espacial y permite la existencia de dependencia entre distritos vecinos. Típicamente la evidencia previa mantiene este supuesto.

En adelante, la sección 2 presenta la evidencia empírica más relevante en el tópico de convergencia. La sección 3 describe las fuentes de información utilizadas, mientras que la sección 4 detalla la estrategia de estimación. La sección 5 presenta los principales resultados y, finalmente, la sección 6 discute las principales conclusiones.

2. Testeando la convergencia regional

El interés por el crecimiento y la convergencia económica han sido uno de los principales tópicos de interés y debate de los economistas en los últimos años. Desde las contribuciones de Baumol (1986), Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992) y Mankiw, Romer y Weil (1992) el problema de las

disparidades y convergencia de las regiones ha estado sujeto a críticas teóricas y metodológicas. Un reflejo de ello es la diversidad de conceptos relacionados con su definición, lo cual depende del enfoque estadístico seleccionado (Talassino y Herrera Gomez, 2021).

El enfoque más frecuentemente usado en la literatura se refiere a la beta-convergencia, el cual destaca que las regiones más pobres tienden a crecer más rápido que las regiones más ricas, generando un proceso de catch-up que igualaría los niveles de vida entre las regiones en el largo plazo. Este proceso se deriva del modelo de crecimiento de Solow, en donde la tasa de crecimiento de la economía está positivamente relacionada con la distancia que la separa del estado estacionario. Si todas las regiones o países comparten el mismo equilibrio de largo plazo, este enfoque recibe la denominación de beta-convergencia absoluta. Puesto en términos matemáticos, esta especificación se corresponde con:

$$g_t = \alpha e_n + \beta y_0 + \epsilon \quad \epsilon \sim N(0, \sigma^2_\epsilon I) \quad (1)$$

Donde g_t es un vector ($n \times 1$) de las tasas de crecimiento del PIB per cápita entre el periodo 0 y T ; y_0 es el vector del logaritmo natural de los niveles de PIB per cápita en el periodo 0; e_n es el vector unitario y ϵ es el vector de errores con media 0 y varianza σ^2_ϵ . Aquí la evidencia de un proceso de beta-convergencia absoluta se relaciona con $\beta < 0$ significativo, el cual representa la correlación entre la tasa de crecimiento del producto per cápita y su nivel inicial.

Sin embargo, si las diferentes economías de los países o regiones presentan características estructurales únicas, el estado estacionario podría diferir entre ellas. En estos casos, el enfoque recibe el nombre de convergencia condicional. La hipótesis de la beta-convergencia condicional generalmente es estudiada de la siguiente forma:

$$g_t = \alpha e_n + \beta y_0 + \Phi X + \epsilon \quad \epsilon \sim N(0, \sigma^2_\epsilon I) \quad (2)$$

En donde a la ecuación (1) se adiciona una matriz X de variables que afectan el equilibrio de largo plazo de las economías de los países. Diversas especificaciones en los estudios de convergencia incluyen variables como el ahorro, inversión y capital humano que determinan el estado estacionario de las regiones. Aquí la evidencia de un proceso de beta-convergencia condicional se relaciona también con $\beta < 0$ significativo.

Un gran número de trabajos ha documentado la existencia de la beta-convergencia en el contexto regional (Barro y Sala-i-Martin, 1991, 1992; Gennaioli et al., 2014; Ganong y Shoag, 2012). Sin embargo, una debilidad que presentan estos trabajos es la falta de consideración de las relaciones económicas que surgen entre las unidades geográficas, en donde las diferentes regiones son tratadas como islas independientes. La literatura de la nueva geografía económica, desarrollada por Krugman (1991), destaca que el desarrollo de las regiones está determinado en cierta medida por las interacciones espaciales entre los agentes económicos, el desarrollo previo de las regiones y la estructura espacial de las economías. En otros términos, la concentración espacial de las

actividades económicas y la difusión de las externalidades más allá de los límites administrativos producen consecuencias en las dinámicas de crecimiento de las regiones (Mendez y Santos-Marquez, 2021).

En este contexto, Rey y Janikas (2005) muestran que los spillovers generados por la geografía y la localización física de las unidades observacionales, podrían contribuir de manera más significativa al crecimiento económico de las regiones que los factores macroeconómicos tradicionales. En este sentido, el efecto de la dependencia espacial podría tener profundas implicancias en los patrones de crecimiento a nivel subnacional. Así, la falta de consideración de la dependencia espacial en los estudios de convergencia económica regional podría derivar en estimaciones sesgadas que subestiman o sobreestiman los procesos de convergencia. El hecho de que las unidades geográficas no sean independientes unas de otras, invalida la inferencia de los métodos tradicionales utilizados para estudiar la convergencia regional a través de la ecuación (1) y (2).

Una de las primeras contribuciones a la nueva literatura del desarrollo regional, que atiende las interrelaciones entre las unidades, es el trabajo de Ertur y Koch (2007). Los autores extienden el modelo neoclásico de Solow incorporando externalidades espaciales en capital físico y en conocimiento para modelar la interdependencia tecnológica. Destacan que las externalidades espaciales juegan un rol en la interdependencia entre las unidades (países o regiones), en donde el conocimiento acumulado de un país o región depende del conocimiento acumulado en otro país o región. En esta línea, Amidi y Majidi (2020) enfatizan que las relaciones comerciales entre los países producen efectos indirectos en el crecimiento económico a partir de la transferencia de conocimiento y tecnología, información y recursos humanos calificados producidos por el comercio. Gonçalves et al. (2019) destaca que la especialización tecnológica de las regiones vecinas en Brasil tiene una fuerte influencia en el desarrollo tecnológico de la región local y su ulterior crecimiento económico. Asimismo, Furková (2019) señala que la producción de conocimiento en las regiones de Europa está influenciada por los efectos indirectos que producen las actividades de innovación realizadas en otras regiones. Sanso-Navarro et al. (2017) introduce los spillovers tecnológicos en un modelo de crecimiento y encuentran que el ingreso per cápita regional depende de los efectos espaciales. Sus resultados reflejan la existencia de externalidades de capital humano entre las regiones, en donde un mayor stock de capital humano en una determinada región no sólo implica un mayor desarrollo tecnológico para esa región, sino también un mayor desarrollo tecnológico para las regiones vecinas.

En cuanto a los patrones de convergencia regional y la incorporación de los efectos espaciales, Méndez y Santos-Marquez (2021) estudian a través de un panel balanceado la convergencia regional incluyendo la dependencia espacial para 274 regiones subnacionales de Indonesia, Malasia, Filipina, Tailandia y Vietnam entre 1998-2012. Sus resultados muestran una

convergencia absoluta entre las regiones cuando no se consideran los límites políticos de los países, así como también que en aquellos países más ricos se evidencian patrones de convergencia entre las regiones en tanto que en los más pobres el resultado es el contrario. Cartone, Postiglione y Hewings (2021) exploran los patrones de convergencia regional en 12 países de la Unión Europea para 1981-2009. Utilizando datos a nivel NUTS-2, la unidad de estadística territorial en la cual suelen asignarse fondos para políticas regionales, los autores estiman un modelo de convergencia condicional por cuantiles con efectos espaciales para 187 regiones europeas. Su trabajo resulta innovador en la literatura porque consideran una estructura de regresión por cuantiles para estimar el efecto espacial en diferentes niveles de la distribución del ingreso regional. Sus hallazgos evidencian que los efectos espaciales y los spillovers tienden a ser mayores en las regiones ubicadas en la cola superior de la distribución, lo que destaca que las regiones más ricas son las que mayor interconexión y difusiones producen. Asimismo, para estas regiones el efecto de la beta-convergencia se ve disminuido.

En línea con lo anterior, Annoni et al. (2019) exploran las interacciones espaciales en regiones de países de la Unión Europea, en un nivel NUTS-2, a partir de la estimación de un Modelo Durbin Espacial (Spatial Durbin Model). Sus resultados resaltan que las regiones ubicadas en las zonas más ricas de la Unión Europea cuentan con efectos spillovers más intensos debido principalmente a los mecanismos que la inversión en activos físicos tiene en las regiones vecinas. Este patrón es destacado por Le Gallo et al. (2003), quien resalta que la intensidad de la dependencia interregional depende tanto de la localización como del dinamismo económico de las regiones.

Incaltarau et al. (2021) exploran el rol que la migración ha tenido en el desarrollo económico espacial de Rumania considerando un modelo de datos en panel dinámico para 1995-2015. Sus resultados muestran que la velocidad a la que convergen las regiones de Rumania se incrementa de 1.32% a 2.82% cuando se toman en cuenta los efectos espaciales. Sus hallazgos evidencian que existen importantes efectos de spillovers de las regiones vecinas, sobre todo en regiones con niveles de desarrollo más alto. Estos resultados son similares a los encontrados por Bouayad-Agha y Védrine (2010), Kubis y Schneider (2016) y Zhang et al. (2019) para la Unión Europea, Alemania y China respectivamente. Por otro lado, al considerar la migración y la dependencia espacial no se observan grandes cambios en la convergencia económica de las regiones, lo cual podría deberse al hecho de que el capital humano tiende a desplazarse hacia las regiones vecinas con más desarrollo disminuyendo el impacto sobre la propia región.

Para países de Latinoamérica, Mendez y Santos-Marquez (2022) estudian los procesos de convergencia en términos económicos y sociales para 151 regiones subnacionales de América Latina entre 1990-2018. Para ello, consideran dos modelos de convergencia espacial para tratar los problemas de dependencia y heterogeneidad espaciales. Sus resultados muestran que la dependencia espacial ha tenido un rol preponderante en los procesos de convergencia regional en

el continente, pero dicha convergencia es caracterizada por clúster espaciales que muestran heterogeneidad en el espacio y tiempo.

3. Fuentes de información

En este trabajo se combinan dos fuentes de información. En primer lugar, dada la inexistencia de series de PBI desagregadas por distritos, la utilización de imágenes satelitales de luminosidad nocturna aparece como una alternativa. Un amplio grupo de trabajos recientes ha señalado que la luminosidad nocturna es buen proxy de la tasa de crecimiento del PBI (Henderson et al., 2012; Chen y Nordhaus, 2011; Pinkovski y Sala-i-Martin, 2015)¹. Con información digitalizada desde 1992², la Administración Nacional Oceánica y Atmosférica (NOAA, 2014) –en el marco del Sistema de Exploración de Líneas Operativas del Programa de Satélites Meteorológicos de Defensa (DMSP/OLS)– publica anualmente las imágenes de luminosidad nocturna a partir de lo reportado por diferentes satélites. Entre las ventajas de los mapas de luminosidad se cuenta al alto nivel de desagregación espacial (píxeles de 30 segundo de arco, aproximadamente 1 km²), una serie temporal de más de dos décadas (1992-2013), además de reflejar actividades tanto formales como informales, típicamente no incorporadas en las mediciones de PBI.

Los mapas de luminosidad proporcionan una escala de luminosidad (0-63) para cada píxel en el mapa. Esta escala varía de 0 (mínima luminosidad) a 63 (máxima luminosidad). La escala 0-63 es definida por NOAA considerando que cada píxel almacena datos en 6 bits (2⁶), es decir, hasta 64 posiciones. En este trabajo se considera la serie anual de luminosidad estable, que permite superar las limitaciones que se derivan de la presencia de luminosidad esporádica. En aquellos años en los que se dispone de información de luminosidad para más de un satélite, se utiliza la del dispositivo más antiguo en funcionamiento. Similar a la propuesta de Falchi et al. (2016) los datos de luminosidad se promedian por año (subíndice t) y distrito (subíndice i) –ecuación 3–.

$$0 \leq L_{d,t} \leq 63 \quad (3)$$

La Figura A.1 presenta la distribución geográfica de la luminosidad promedio en años seleccionados. Las jurisdicciones con mayor luminosidad promedio son la Ciudad de Buenos Aires y sus distritos vecinos.

¹ Algunos antecedentes incluyen a Elvidge *et al.* (1997) quienes encuentran una elevada correlación entre PBI y luminosidad para un conjunto de 21 países -incluido Argentina- a partir de un análisis de regresión y a Ebener *et al.* (2005) que encuentran una elevada correlación entre luminosidad y PBI *per capita*. Doll *et al.* (2000) y Sutton y Constanza (2002), además de realizar un análisis de regresión (del PBI en función de la luminosidad), estiman el PBI por píxel en el mapa. En forma más reciente, Henderson et al. (2009; 2012) y Chen y Nordhaus (2011) han realizado aportes acerca de la relación crecimiento del PBI-crecimiento de la luminosidad considerando un amplio panel de países.

² La recopilación de datos de luminosidad comenzó en 1970 y se desclasificó en 1972 (se permitió el acceso público). Sin embargo, entre 1972 y 1992 la información solo estuvo disponible para consulta en los registros físicos en la Universidad de Colorado (Elvidge *et al.*, 2001).

4. Metodología

En esta sección se describe la estrategia de estimación elegida para analizar la convergencia entre distritos de Argentina. En primer lugar, se parte de la estimación de modelos no espaciales, para luego evaluar la pertinencia de incluir dependencia espacial a partir de tests de autocorrelación espacial. De ser necesaria la estimación de modelos espaciales, se sigue la estrategia de especificación guiada por la teoría que será comentada a continuación.

Típicamente, el análisis estándar de beta-convergencia incondicional estima una ecuación como la siguiente (Johnson & Papageorgiou, 2020):

$$\ln(Y_{i,t}) = \alpha + \beta \ln(X_{i,t-1}) + \mu_{i,t} \quad (4)$$

donde: $Y_{i,t} = \frac{PBIpc_{i,t}}{PBIpc_{i,t-1}}$ es la tasa de crecimiento del PIB per cápita de la región i entre el periodo t y $t - 1$, $X_{i,t-1} = PBIpc_{i,t-1}$ es el PIB per cápita de la región i en el periodo $t - 1$ y $\mu_{i,t}$ *i. i. d.* $(0, \sigma_{\epsilon}^2)$ es el término del error. En el contexto de este trabajo y, dadas las fuentes de información descritas, se incorpora a la luminosidad per cápita en el año t , y distrito i como proxy del PIB per cápita en el mismo distrito y año.

La estimación de la ecuación 4, considera que la información de los diferentes distritos y períodos es independiente entre sí. Además, supone homogeneidad y falta de correlación entre los errores correspondientes a la misma unidad de corte transversal. En términos económicos, esta ecuación implica analizar la existencia de convergencia absoluta, en el sentido de que todas las unidades espaciales tienden a un mismo nivel y tasa de crecimiento del PBI per cápita.

Dado que esos supuestos pueden ser poco realistas, alternativamente se puede estimar la ecuación incluyendo efectos fijos o aleatorios. La literatura recomienda evaluar la inclusión de estos efectos a los fines de captar posibles fuentes de heterogeneidad individual o temporal que podrían sesgar las estimaciones (Herrera Gómez, 2017). La consideración de efectos fijos o aleatorios implica la existencia de convergencia condicional, es decir convergencia en el nivel de ingreso per cápita condicional en parámetros estructurales (Barro & Sala-i-Martin, 1992).

En este trabajo, la decisión respecto a qué tipo de modelo de panel es más conveniente estimar se resuelve a partir del Test F, de Multiplicadores de Lagrange (LM) y el Test de Hausman. A parte de estos test econométricos, se tienen en cuenta ciertas ventajas de los modelos de efectos fijos mencionados en la literatura. Entre ellas, la estimación de modelos de efectos fijos es más apropiada para datos de panel espaciales (Elhroost, 2014), además de más robusta y sencilla computacionalmente en comparación con un modelo con efectos aleatorios (Lee y Yu, 2010).

Para evaluar la pertinencia de incorporar efectos espaciales al modelo, se aplican test de multiplicadores de Lagrange (LM) desarrollados por Anselin et al. (2008) adaptados a la estructura espacio-temporal y el test de dependencia de sección cruzada (CD(p)) de Pesaran en la

versión original (Pesaran, 2004) y la generalización robusta desarrollada por Milo (2016). Este último es relevante para modelos con datos de panel, en tanto es robusto a la dependencia global inducida por factores comunes y a la persistencia o correlación serial en los datos.

Un aspecto crítico en la estimación de estos test y de los modelos espaciales es la elección de la matriz de pesos espaciales (W). Dado que la literatura previa sobre convergencia no sugiere la utilización de un tipo de matriz en particular, en este trabajo se construye una matriz según el criterio de distancia de cinco vecinos más cercanos. La diagonal principal de la matriz tiene valores 0, ya que una unidad espacial no puede ser vecina de sí misma, y el resto de los elementos tienen pesos espaciales según el criterio de distancia inversa dado por:

$$w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} \quad (5)$$

donde d_{ij} es la distancia euclídea (en kilómetros) entre los centroides de los distritos i y j . La matriz que surge de la ecuación 5 define una noción continua de vecindad, esto es, aquellos distritos más cercanos recibirán una mayor ponderación que otros más alejados, pero sin recurrir a una definición binaria (1 para vecinos, 0 para no vecinos).

A los fines de evaluar la robustez de los resultados, adicionalmente se estiman modelos con una matriz de distancia que incluye a los 10 vecinos más cercanos (distancia inversa) y una matriz tipo reina de primer orden de contigüidad. Todas las matrices W están estandarizada por filas, de modo que cada una sume 1³.

Un check de robustez adicional incluye la desagregación entre subperiodos. Aquí se divide a la muestra en dos subperíodos (1992-2002 y 2003-2013) al reconocer la existencia de un quiebre estructural en el régimen macroeconómico argentino: hasta 2002 estuvo vigente un régimen de tipo de cambio fijo que provocó una sostenida apreciación del tipo de cambio real y mantuvo la inflación en niveles bajos. En 2002, Argentina abandona, luego de una década, este régimen cambiario y se vuelve a un régimen de flotación acompañado de una fuerte depreciación real y una inflación creciente. Estos cambios macroeconómicos podrían haber alterado diferencialmente el proceso de crecimiento de los distritos argentinos y, por ello, avanzamos con esta desagregación.

Siguiendo a la literatura sobre crecimiento y convergencia económica entre países y regiones (Elhorst et al., 2010; Elhorst, 2014), la incorporación de los efectos espaciales, de ser necesaria, se realiza a partir de la estimación del Modelo Espacial de Durbin (SDM, por sus palabras en inglés Spatial Durbin Model). La estimación de estos modelos se realiza por máxima verosimilitud y la transformación propuesta por Lee y Yu (2010) para corrección de sesgo.

³ En la Tabla A3 del Anexo se presentan las propiedades de las matrices de pesos espaciales utilizadas en este estudio.

El modelo dinámico espacial de Durbin, propuesto por LeSage y Pace (2009), posee varias ventajas, entre ellas el hecho de que incluye dependencia espacial en la variable dependiente y explicativas. De esa forma, evita estimadores sesgados e inconsistentes. Por su parte, la omisión de dependencia espacial en el error, de ser relevante, sólo conllevaría a pérdidas de eficiencia (LeSage y Pace, 2009; Elhorst, 2014). Otra ventaja del SDM es que anida una gran cantidad de modelos alternativos.

Este modelo puede ser estimado en una versión estática, como se presenta en la siguiente ecuación:

$$\ln(Y_{i,t}) = \alpha + \beta_1 \ln(X_{i,t-1}) + \rho W \ln(Y_{i,t}) + \beta_2 W \ln(X_{i,t-1}) + \mu_{i,t} \quad (6)$$

donde: $Y_{i,t} = \frac{PBIpc_{i,t}}{PBIpc_{i,t-1}}$, $X_{i,t-1} = PBIpc_{i,t-1}$, W es la matriz de pesos espaciales, ρ es el coeficiente estimado para el rezago espacial endógeno, β_2 es el coeficiente estimado para la dependencia espacial local y μ el término del error. La inclusión de dependencia espacial en la variable endógena $-W \ln(Y_{i,t})$ permite evaluar la existencia y el tipo de dependencia espacial global en los datos. Este es uno de los efectos indirectos del SDM, el cual converge bajo el supuesto de $\rho < 1$. Por otra parte, la dependencia espacial en la variable explicativa $-W \ln(X_{i,t-1})$ posibilita el análisis de efectos directos y spillovers espaciales para el largo plazo. El spillover o efecto indirecto es local porque, si bien refuerza al efecto inicial, no posee un efecto dinamizador como el efecto global.

Una cuestión relevante de la ecuación (6) es que los coeficientes de los efectos directos e indirectos no pueden ser interpretados directamente, ya que su efecto total depende de las unidades vecinas y de la magnitud de los coeficientes que acompañan a las variables espaciales (LeSage y Pace, 2009). Dichos autores demuestran que es necesario considerar derivadas parciales para analizar el impacto de un cambio en una unidad en las variables explicativas y proponen una medida de resumen para cada efecto considerando valores promedio.

En el contexto de este trabajo, y dada la disponibilidad de un panel de datos relativamente largo, es interesante la inclusión de un componente de persistencia temporal a partir del siguiente Modelo Espacial de Durbin Dinámico:

$$\ln(Y_{i,t}) = \alpha + \tau \ln(Y_{i,t-1}) + \rho W \ln(Y_{i,t}) + \eta W \ln(Y_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(X_{i,t-1}) + \beta_2 W \ln(X_{i,t-1}) + \mu_{i,t} \quad (7)$$

Donde, comparativamente con la ecuación anterior, se agregan como coeficientes a estimar el de persistencia temporal (τ) y el del rezago espacial de la persistencia temporal (η).

La diferencia entre el SDM estático y dinámico es que el segundo incluye un componente de persistencia temporal que permite determinar los efectos directos e indirectos, tanto de corto como

de largo plazo. Así, ante shocks al crecimiento, los modelos dinámicos permiten conocer si existen heterogeneidades entre los efectos de corto y largo plazo; mientras que los modelos estáticos sólo muestran el ajuste respecto al largo plazo. Cabe destacar que esta es otra de las ventajas de MDS, ya que los modelos que incluyen rezago espacial en el error no permiten la estimación de ninguno de los efectos antes mencionados.

5. Resultados

Para el estudio de convergencia económica entre distritos de Argentina para el período 1992-2013 se partió de la estimación de modelos no espaciales, cuyos resultados se presentan en la Tabla 1. Los tres modelos muestran evidencia de convergencia: cuanto mayor es el ingreso per cápita del departamento en $t-1$, menor es su tasa de crecimiento entre $t-1$ y t . La comparación entre el modelo pooled (columna 1) y los modelos de panel con efectos fijos (columnas 2 y 3) a partir de los test F, de Multiplicadores de Lagrange y de Hausman (Tabla A.1 del Anexo), arrojan evidencia a favor de la estimación de modelos con efectos fijos temporales e individuales. Esto implica la existencia de convergencia económica condicional entre departamentos argentinos para el período estudiado. Es decir, si bien pueden existir grupos de distritos estructuralmente distintos, aquellos distritos similares entre sí en términos de factores estructurales convergen a un mismo nivel de ingreso per cápita.

Para evaluar la existencia de efectos espaciales en el proceso de convergencia, se estimaron Test de Multiplicadores de Lagrange Error y Lag Robustos y de Pesaran (Tabla A.2 del Anexo). Dado el rechazo de las hipótesis nulas de cada test de autocorrelación espacial, los resultados muestran la conveniencia de estimar modelos espaciales.

Siguiendo a la literatura sobre crecimiento y convergencia económica entre países y regiones (Elhorst et al., 2010; Elhorst, 2014), la incorporación de los efectos espaciales se realiza a partir de la estimación del Modelo Espacial de Durbin (SDM). Los resultados del SDM con y sin efectos fijos (columnas 4 y 5 de la Tabla 1) confirman la existencia de dependencia espacial global positiva y estadísticamente significativa. Esto implica ciertas ventajas de estar rodeado por departamentos con elevada tasa de crecimiento, ya que aumentos en el crecimiento económico de vecinos influyen positivamente en el crecimiento propio. En este sentido, existe retroalimentación espacial en el desempeño de los distritos argentinos en términos de crecimiento económico.

Tabla 1. Modelos No Espaciales y Modelos Espaciales Estáticos

	Modelos no espaciales		Modelo Espacial de Durbin Estático	
	Pooled (1)	Efectos fijos individuales (2)	Sin efectos fijos (4)	Con efectos fijos dobles (5)
Intercepto	-0,652***			

	(0,033)				
Log (X)	-0,257*** (0,005)	-0,250*** (0,005)	-0,532*** (0,005)	-0,271*** (0,006)	-0,539*** (0,007)
w Log (X)				0,228*** (0,007)	0,114*** (0,017)
Rho				0,264*** (0,014)	0,124*** (0,015)
R ² Ajustado	0,19	0,178	0,311		
Log. Verosimilitud				-15839,8	-14398,81

Fuente: elaboración propia en base a NOAA

Notas: N:10563. Modelos espaciales estimados con método de corrección de sesgo de Lee y Yu (2010) y con una matriz de pesos espaciales (w) por distancia de cinco vecinos más cercanos. Errores estándar entre paréntesis. Para los modelos no espaciales se incluyen errores estándar robustos por clúster. Significatividad al 0.01 (***), 0.05 (**) y 0.10 (*).

Los resultados del Modelo Espacial de Durbin Dinámico se presentan en la Tabla 2. Los coeficientes estimados dan cuenta de la existencia de dependencia global positiva y significativa y de una persistencia temporal negativa en el proceso económico estudiado. Por su parte, no se detecta persistencia espacio-recursiva significativa en el modelo con efectos fijos. No obstante, se decide mantener dicha variable (w Log (Y(t-1))), en tanto la literatura sugiere que estos coeficientes no deben ser interpretados directamente como fue explicado en la metodología (LeSage y Pace, 2009). Finalmente, cabe destacar que se cumple con la condición de estabilidad de los modelos dinámicos.

Tabla 2. Modelos Espaciales Dinámicos

	SDM sin efectos fijos (1)	SDM con efectos fijos (2)
Log (Y(t-1))	-0,143*** (0,008)	-0,018** (0,008)
Log (X)	-0,179*** (0,005)	-0,443*** (0,009)
Rho	0,153*** (0,016)	0,079*** (0,018)
w Log (Y(t-1))	0,041** (0,016)	0,019 (0,017)
w Log (X)	0,151*** (0,006)	0,123*** (0,019)
Log. Verosimilitud	-13605,6	-12891,99

Fuente: elaboración propia en base a NOAA

Notas: N:10563. Modelos espaciales estimados con método de corrección de sesgo de Lee y Yu (2010) y con una matriz de pesos espaciales (w) por distancia de 5 vecinos más cercanos. Errores estándar entre paréntesis. Para los modelos no espaciales se incluyen errores estándar robustos por clúster. Significatividad al 0.01 (***), 0.05 (**) y 0.10 (*).

La interpretación de los coeficientes estimados para el ingreso per cápita en los modelos SDM estático y dinámico se realiza a partir de la estimación de los efectos promedio directos, indirectos

y totales (Tabla 3). Los efectos directos son negativos y significativos estadísticamente, salvo para el SDM dinámico sin efectos fijos. Este resultado indica que a menor ingreso per cápita de un departamento, mayor es su tasa de crecimiento, aportando evidencia acerca de la beta convergencia condicional. Por su parte, los efectos spillovers espaciales resultan positivos y significativos estadísticamente, salvo para el SDM dinámico sin efectos fijos. Esto implica una mayor tasa de crecimiento para un distrito cuanto mayor sea el ingreso per cápita de los distritos vecinos. En este sentido, los distritos rodeados por vecinos con elevado ingreso per cápita se ven favorecidos por un efecto contagio del tipo local (i.e. existen efectos de spillover positivos entre vecinos). Si bien los efectos espaciales positivos frenan el proceso de convergencia, la preeminencia de efectos directos permite concluir sobre la existencia de una convergencia condicional para el período total estudiado (efecto total).

Tabla 3. Efectos de modelos espaciales

	SDM Estático (1)	SDM Estático con EF (2)	SDM Dinámico sin EF (3)	SDM Dinámico con EF (4)
<i>Efectos de corto plazo</i>				
Directo			-0,079 (1,115)	-0,441*** (0,009)
Indirecto			-0,03 (2,449)	0,093*** (0,019)
Total			-0,110 (1,837)	-0,348*** (0,019)
<i>Efectos de largo plazo</i>				
Directo	-0,263*** (0,005)	-0,537*** (0,007)	-0,220 (1,119)	-0,433*** (0,010)
Indirecto	0,204*** (0,007)	0,052*** (0,017)	0,665 (4,951)	0,085*** (0,022)
Total	-0,059*** (0,004)	-0,486*** (0,017)	0,444 (4,816)	-0,348*** (0,022)

Fuente: elaboración propia en base a NOAA

Notas: N:10563. Errores estándar entre paréntesis. Significatividad al 0.01 (***), 0.05 (**) y 0.10 (*).

El análisis comparativo de los efectos del SDM con efectos fijos estáticos y dinámicos muestra que el primero, al no incluir la persistencia temporal negativa hallada, sobreestima el efecto total de convergencia. Por su parte, los efectos de corto y largo plazo del SDM dinámico con efectos fijos son muy similares, lo que es esperable dado el bajo valor del coeficiente de persistencia temporal encontrado.

En la Tabla 4 se presentan los resultados del modelo no espacial y el MDS estático y dinámico con efectos fijos individuales y temporales para dos subperíodos: 1993-2002 y 2003-2013.

Tabla 4. Modelos por sub-períodos de crecimiento económico

	1993-2002	2003-2013
--	------------------	------------------

	MCO (1)	SDM estático (2)	SDM dinámico (3)	MCO (4)	SDM estático (5)	SDM dinámico (6)
Rho		0,162*** (0,021)	0,086*** (0,025)		0,065*** (0,022)	0,061** (0,026)
Log (Y(t-1))			0,049*** (0,011)			0,213*** (0,014)
Log (X)	-0,732*** (0,004)	-0,763*** (0,011)	-0,734*** (0,015)	-0,410*** (0,010)	-0,454*** (0,011)	-0,659*** (0,013)
w Log (Y(t-1))			0,019 (0,024)			0,029 (0,034)
w Log (X)		0,209*** (0,029)	0,252*** (0,036)		-0,136*** (0,028)	-0,139*** (0,037)
R2 Ajustado	0,422			0,169		
Log. Verosimilitud		-7538,21	-6326,56		-4919,18	-4783,02
N	5030	5030	5030	5533	5533	5533

Fuente: elaboración propia en base a NOAA

Notas: Modelos espaciales estimados con método de corrección de sesgo de Lee y Yu (2010) y con una matriz de pesos espaciales (w) por distancia de 5 vecinos más cercanos. Todos los modelos incluyen efectos fijos individuales y temporales. Errores estándar entre paréntesis. Para los modelos no espaciales se incluyen errores estándar robustos por clúster. Significatividad al 0.01 (***), 0.05 (**) y 0.10 (*).

Los coeficientes de las columnas (1) y (4) muestran que los modelos no espaciales predicen convergencia económica para los subperíodos analizados. Por su parte, de forma consistente con el análisis para todo el período, en los cuatro modelos espaciales se encuentra evidencia de dependencia espacial global positiva y significativa estadísticamente. Al respecto, se encuentran coeficientes de menor magnitud y significatividad para el segundo período analizado. Al contrario del análisis para el período total, al descomponer las estimaciones por subperíodo se alcanza un coeficiente positivo para la persistencia temporal, lo cual tiene implicancias para el análisis de los efectos directos e indirectos (Tabla 5).

Tabla 5. Efectos de modelos espaciales por sub-períodos de crecimiento económico

	1993-2002		2003-2013	
	SDM estático	SDM dinámico	SDM estático	SDM dinámico
<i>Efectos de corto plazo</i>				
Directo		-0,730*** (0,015)		-0,659*** (0,013)
Indirecto		0,203*** (0,034)		-0,191*** (0,031)
Total		-0,528*** (0,035)		-0,851*** (0,034)
<i>Efectos de largo plazo</i>				
Directo	-0,759*** (0,011)	-0,769*** (0,022)	-0,455*** (0,010)	-0,844*** (0,027)

Indirecto	0,098*** (0,028)	0,199*** (0,046)	-0,177*** (0,027)	-0,307*** (0,078)
Total	-0,662*** (0,029)	-0,571*** (0,046)	-0,063*** (0,028)	-1,151*** (0,084)
N	5030	5030	5533	5533

Fuente: elaboración propia en base a NOAA

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Significatividad al 0.01 (***), 0.05 (**) y 0.10 (*).

Los efectos directos estimados para todos los modelos arrojan evidencia de convergencia económica condicional. Por su parte, se encuentran efectos indirectos locales de distintos signos para los subperíodos analizados. Para la década del 90 se encuentran spillovers positivos que frenan el proceso de convergencia, como ocurre en el período de estudio completo. Al contrario, en la década del 2000 estos efectos son negativos, reforzando el proceso de convergencia. Considerando efectos directos e indirectos de forma conjunta, se encuentran efectos totales compatibles con convergencia económica condicional, siendo esta más fuerte en la década del 2000.

Por su parte, el análisis de los efectos de largo plazo permite identificar que los efectos estimados por el modelo estático son más bajos que los del dinámico. En este sentido, dado el coeficiente de persistencia temporal positivo hallado, el primer modelo parece subestimar los efectos del segundo. A su vez, los efectos de corto plazo son relativamente más bajos que los de largo, indicando un mayor ajuste en el proceso de convergencia para el largo plazo.

Los modelos dinámicos cumplen la propiedad de estabilidad. Los resultados de los modelos estimados son robustos a la consideración de matrices de pesos espaciales alternativas según criterios de distancia y contigüidad (Tablas A4-A11 del Anexo). Así, el coeficiente de la dependencia espacial global conserva su signo y significatividad en todos los modelos estimados. Lo mismo ocurre para la mayor parte de los efectos directos, indirectos y totales estimados.

6. Conclusiones

A lo largo de este trabajo hemos examinado la existencia de convergencia- β , absoluta y condicional, entre distritos argentinos durante más de dos décadas (1992-2013). A diferencia de la mayor parte de la literatura previa, hemos relajado el supuesto de independencia entre observaciones y, por ello, permitimos la existencia de dependencia espacial.

Los resultados mostraron robusta evidencia sobre la existencia de un proceso de convergencia: aquellos distritos que partían con menores niveles de ingreso per cápita (aproximados por la luminosidad nocturna) mostraron una mayor tasa de crecimiento. En todos los casos, los resultados muestran la importancia de incorporar efectos espaciales en las estimaciones: esto es, las condiciones económicas de los vecinos afectan a la trayectoria económica propia.

La presencia de efectos espaciales ha mostrado una dinámica temporal heterogénea: han tendido a retrasar la convergencia entre 1992-2002, mientras que la aceleraron entre 2002-2013. Esto sugiere que el régimen macroeconómico es importante en términos de las trayectorias económicas locales.

En términos más generales, los hallazgos de este trabajo poseen importantes implicancias económicas. En primer lugar, en términos econométricos, nuestros hallazgos sugieren fuertemente considerar la inclusión de efectos espaciales en el análisis de convergencia. El efecto espacial global positivo y significativo indica que existe una retroalimentación en el crecimiento económico entre departamentos de Argentina. En segundo lugar, los spillovers frenan el proceso de beta convergencia para el período total bajo estudio y tienen efectos heterogéneos al dividir el análisis en subperíodos. En este sentido, el régimen macroeconómico vigente importa en términos de disparidades regionales. Para el caso argentino, en un período de tipo de cambio fijo la reducción de disparidades (convergencia) fue más lenta. Finalmente, para todos los modelos estimados se encuentra que los efectos directos son relativamente más fuertes que los indirectos, aportando evidencia sobre beta convergencia condicional para los distritos de Argentina entre 1992 y 2013.

A futuro, es interesante extender estos resultados en tres direcciones. Primero, se pueden actualizar estos resultados al considerar un período más reciente (2014-actualidad). Para ello, es necesario utilizar los nuevos mapas de luminosidad de NOAA –lo que requiere de una calibración para ser compatible con los mapas generados hasta 2013. Segundo, es relevante considerar la existencia de convergencia no solamente en términos del ingreso (per cápita) promedio, sino también en los ingresos en distintos puntos (percentiles) de la distribución de ingresos. Por último, es interesante analizar la posible existencia de sigma convergencia, es decir en términos de desigualdad económica.

Anexo

Tabla A.1: Tests para evaluar inclusión de efectos fijos

	Estadístico	p-valor
Test F para efectos fijos (*)	6,168	0,0000
Test LM para efectos fijos individuales (**)	19,894	0,0000
Test LM para efectos fijos temporales (**)	45,831	0,0000
Test LM para efectos fijos (**)	46,474	0,0000
Test de Hausman (***)	2811,9	0,0000

Fuente: elaboración propia en base a NOAA

Notas: (*) Ho del test F: ausencia de efectos fijos significativos. (**) Ho de tests LM: ausencia de efectos fijos individuales, temporales y dobles respectivamente. (***) Ho: ortogonalidad entre variables explicativas y efectos aleatorios grupales.

Tabla A.2: Tests de autocorrelación espacial

	Estadístico	p-valor
LM Error robusto en pooled (*)	25,314	0,000
LM Lag robusto en pooled (*)	5,998	0,01432
Test CD de Pesaran en pooled (**)	98,29	0,000
Test CD de Pesaran en modelo de EF (**)	50,091	0,000
Test de Pesaran Robusto en pooled (**)		0,002
Test de Pesaran Robusto en modelo de EF (**)		0,002

Fuente: elaboración propia en base a NOAA

Notas: se utiliza una matriz distancia de 5 vecinos más cercanos. (*) La hipótesis nula de los test LM se refiere a la ausencia de autocorrelación espacial. (***) La hipótesis nula del test CD de Pesaran y en su versión robusta es la no autocorrelación espacial de corte transversal.

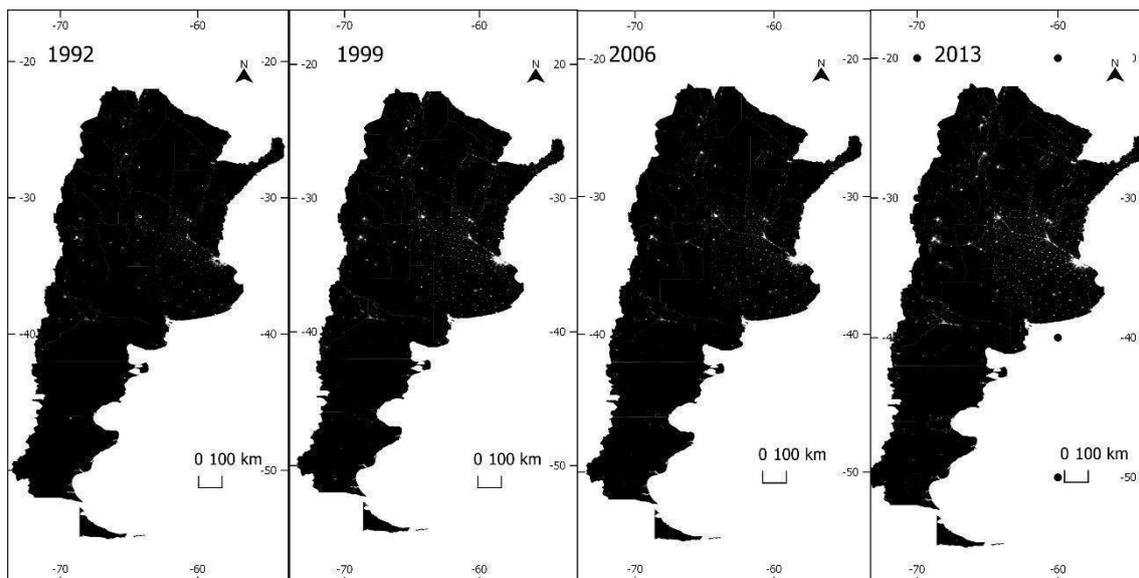
Tabla A.3: Propiedades de las matrices de pesos espaciales

	5 vecinos más cercanos con distancia inversa	Reina de primer orden	10 vecinos más cercanos con distancia inversa
Observaciones	503	503	503
Mínimo vecinos	5	0	10
Máximo vecinos	5	11	10
Media vecinos	5	5,51	10
Mediana vecinos	5	5	10
%no cero	0,99%	1,10%	1,99%
Simetría	asimétrica	simétrica	Asimétrica
Distancia	Euclídea		Euclídea
Islas		1	

Fuente: elaboración propia en base a NOAA.

Nota: las matrices se estiman con el software GeoDa.

Figura A.1: Luminosidad nocturna en Argentina, años seleccionados



Fuente: elaboración propia en base a NOAA

Tabla A4: Modelos Espaciales estimados con matriz de pesos tipo reina de primer orden

	Modelo Espacial de Durbin Estático			
	Estático		Dinámico	
	Sin efectos fijos	Con efectos fijos dobles	Sin efectos fijos	Con efectos fijos dobles
Log (Y(t-1))			-0,146*** (0,008)	-0,0189** (0,008)
Log (X)	-0,267*** (0,006)	-0,539*** (0,007)	-0,179*** (0,005)	-0,443*** (0,009)
Rho	0,281*** (0,014)	0,143*** (0,015)	0,144*** (0,015)	0,065*** (0,016)
w Log (Y(t-1))			0,062*** (0,015)	0,025 (0,017)
w Log (X)	0,228*** (0,006)	0,132*** (0,017)	0,155*** (0,006)	0,128*** (0,019)
Log. Verosimilitud	-15816,93	-14382,33	-13585,13	-12888,16

Fuente: elaboración propia en base a NOAA.

Tabla A5: Efectos estimados para el Modelo Espacial de Durbin con matriz tipo reina de primer orden.

	Estático		Dinámico	
	Sin efectos fijos	Con efectos fijos dobles	Sin efectos fijos	Con efectos fijos dobles
<i>Efectos de corto plazo</i>				
Directo			-0,139 (0,896)	-0,442*** (0,009)
Indirecto			0,076 (2,517)	0,103*** (0,018)
Total			-0,062	-0,338***

			(2,310)	(0,019)
<i>Efectos de largo plazo</i>				
Directo	-0,257*** (0,005)	-0,537*** (0,007)	-1,070 (16,086)	-0,434*** (0,010)
Indirecto	0,203*** (0,007)	0,060*** (0,016)	1,080 (16,342)	0,093*** (0,021)
Total	-0,054*** (0,004)	-0,476*** (0,017)	0,009 (2,841)	-0,341*** (0,021)

Fuente: elaboración propia en base a NOAA.

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Significatividad al 0.01 (***), 0.05 (**) y 0.10 (*).

Tabla A6: Modelos Espaciales por subperíodos estimados con matriz tipo reina de primer orden.

	1993-2002		2003-2013	
	SDM estático	SDM dinámico	SDM estático	SDM dinámico
Log (Y(t-1))		0,054*** (0,011)		0,205*** (0,014)
w Log (Y(t-1))		-0,032 (0,023)		0,397*** (0,033)
Log (X)	-0,764*** (0,012)	-0,742*** (0,015)	-0,455*** (0,010)	-0,656*** (0,013)
w Log (X)	0,236*** (0,028)	0,279*** (0,037)	-0,040 (0,024)	-0,168*** (0,03)
Rho	0,195*** (0,020)	0,082*** (0,023)	0,062*** (0,02)	0,039* (0,022)
Log. Verosimilitud	-7525,31	-6327,06	-4939,16	-4789,94
N	5030	5030	5533	5533

Fuente: elaboración propia en base a NOAA.

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Significatividad al 0.01 (***), 0.05 (**) y 0.10 (*).

Tabla A7: Efectos de Modelos Espaciales estimados por subperíodos con matriz tipo reina de primer orden.

	1993-2002		2003-2013	
	SDM estático	SDM dinámico	SDM estático	SDM dinámico
<i>Efectos de corto plazo</i>				
Directo		-0,738*** (0,016)		-0,657*** (0,013)
Indirecto		0,232*** (0,036)		-0,202*** (0,026)
Total		-0,506*** (0,036)		-0,859*** (0,029)
<i>Efectos de largo plazo</i>				
Directo	-0,759*** (0,011)	-0,783*** (0,022)	-0,455*** (0,010)	-0,925*** (0,034)
Indirecto	0,102***	0,264***	-0,074***	-1,403***

	(0,028)	(0,045)	(0,024)	(0,222)
Total	-0,658***	-0,519***	-0,529***	-2,328***
	(0,029)	(0,043)	(0,026)	(0,247)
N	5030	5030	5533	5533

Fuente: elaboración propia en base a NOAA.

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Significatividad al 0.01 (***), 0.05 (**) y 0.10 (*).

Tabla A8: Modelos Espaciales estimados con matriz de 10 vecinos más cercanos (distancia inversa)

	Modelo Espacial de Durbin Estático			
	Estático		Dinámico	
	Sin efectos fijos	Con efectos fijos dobles	Sin efectos fijos	Con efectos fijos dobles
Log (Y(t-1))			-0,141*** (0,008)	-0,016** (0,008)
Log (X)	-0,281*** (0,006)	-0,540*** (0,007)	-0,188*** (0,005)	-0,447*** (0,009)
Rho	0,336*** (0,005)	0,178*** (0,021)	0,182*** (0,021)	0,101*** (0,025)
w Log (Y(t-1))			0,071*** (0,020)	0,019 (0,023)
w Log (X)	0,247*** (0,007)	0,177*** (0,022)	0,167*** (0,006)	0,224*** (0,025)
Log. Verosimilitud	-15758,84	-14395,98	-13563,6	-12850,8

Fuente: elaboración propia en base a NOAA.

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Significatividad al 0.01 (***), 0.05 (**) y 0.10 (*).

Tabla A9: Efectos estimados para el Modelo Espacial de Durbin con matriz de 10 vecinos más cercanos (distancia inversa)

	Estático		Dinámico	
	Sin efectos fijos	Con efectos fijos dobles	Sin efectos fijos	Con efectos fijos dobles
<i>Efectos de corto plazo</i>				
Directo			-0,133 (0,679)	-0,445*** (0,009)
Indirecto			1,917 (23,383)	0,196*** (0,026)
Total			1,784 (23,383)	-0,249*** (0,026)
<i>Efectos de largo plazo</i>				
Directo	-0,276*** (0,005)	-0,538*** (0,007)	-0,379 (2,233)	-0,438*** (0,010)
Indirecto	0,224*** (0,007)	0,094*** (0,024)	0,485 (2,549)	0,188*** (0,029)
Total	-0,052*** (0,005)	-0,444*** (0,024)	0,106 (1,245)	-0,250*** (0,028)

Fuente: elaboración propia en base a NOAA.

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Significatividad al 0.01 (***) , 0.05 (**) y 0.10 (*).

Tabla A10: Modelos Espaciales por subperíodos estimados con matriz de 10 vecinos más cercanos (distancia inversa)

	1993-2002		2003-2013	
	SDM estático	SDM dinámico	SDM estático	SDM dinámico
Log (Y(t-1))		0,049*** (0,031)		0,225*** (0,014)
w Log (Y(t-1))		0,044 (0,031)		-0,034 (0,047)
Log (X)	-0,762*** (0,012)	-0,736*** (0,015)	-0,455*** (0,011)	-0,66*** (0,013)
w Log (X)	0,258*** (0,037)	0,349*** (0,048)	-0,057 (0,038)	-0,049 (0,051)
Rho	0,211*** (0,029)	0,123*** (0,035)	0,070** (0,031)	0,079** (0,04)
Log. Verosimilitud	-7540,59	-6321,34	-4941,41	-4724,58
N	5030	5030	5533	5533

Fuente: elaboración propia en base a NOAA.

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Significatividad al 0.01 (***) , 0.05 (**) y 0.10 (*).

Tabla A11: Efectos de Modelos Espaciales estimados por subperíodos con matriz de 10 vecinos más cercanos (distancia inversa)

	1993-2002		2003-2013	
	SDM estático	SDM dinámico	SDM estático	SDM dinámico
<i>Efectos de corto plazo</i>				
Directo		-0,733*** (0,015)		-0,663*** (0,013)
Indirecto		0,289*** (0,049)		-0,113** (0,045)
Total		-0,443*** (0,049)		-0,777*** (0,047)
<i>Efectos de largo plazo</i>				
Directo	-0,759*** (0,011)	-0,771*** (0,022)	-0,455*** (0,011)	-0,857*** (0,027)
Indirecto	0,117*** (0,039)	0,274*** (0,064)	-0,099** (0,038)	-0,126 (0,098)
Total	-0,642*** (0,040)	-0,497*** (0,063)	-0,554*** (0,039)	-0,984*** (0,100)
N	5030	5030	5533	5533

Fuente: elaboración propia en base a NOAA.

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Significatividad al 0.01 (***) , 0.05 (**) y 0.10 (*).

Referencias

- Amidi, S., Fagheh Majidi, A., & Javaheri, B. (2020). Growth spillover: a spatial dynamic panel data and spatial cross section data approaches in selected Asian countries. *Future Business Journal*, 6(1), 1-14.
- Anselin, L.; Le Gallo, J. y Jayet H. (2008). Spatial Panel Econometrics.
- Annoni, P., de Dominicis, L., & Khabirpour, N. (2019). Location matters: A spatial econometric analysis of regional resilience in the European Union. *Growth and Change*, 50(3), 824-855.
- Aráoz, M. F., & Nicolini, E. (2015). Persistence vs. Reversal and Agglomeration Economies vs. Natural Resources. Regional inequality in Argentina in the first half of the twentieth century. Recuperado en: <https://e-archivo.uc3m.es/handle/10016/20846>.
- Aráoz, M. F., Nicolini, E. A., & Talassino, M. (2020). Growth and convergence among Argentine provinces since 1895. *Time and Space: Latin American Regional Development in Historical Perspective*, 65-95.
- Azzoni, C. R. (2001). Economic growth and regional income inequality in Brazil. *The annals of regional science*, 35, 133-152.
- Badinger, H., Müller, W., & Tondl, G. (2004). Regional convergence in the European Union, 1985-1999: A spatial dynamic panel analysis. *Regional Studies*, 38(3), 241-253.
- Barro, R. J. (2012). Convergence and modernization revisited (No. w18295). National Bureau of Economic Research.
- Barro, R. J., Sala-i-Martin, X., Blanchard, O. J., & Hall, R. E. (1991). Convergence across states and regions. *Brookings papers on economic activity*, 107-182.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of political Economy*, 100(2), 223-251.
- Baumol, W. J. (1986). Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. *The american economic review*, 1072-1085.
- Baumont, C., Ertur, C., & Le Gallo, J. (2003). Spatial convergence clubs and the European regional growth process, 1980–1995. In *European regional growth* (pp. 131-158). Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.
- Bivand, R.; Millo, G.; Piras, G. A. (2021). Review of Software for Spatial Econometrics in R. *Mathematics*, 9, 1276. [https:// dx.doi.org/10.3390/math9111276](https://dx.doi.org/10.3390/math9111276).
- Bouayad-Agha, S., & Vedrine, L. (2010). Estimation strategies for a spatial dynamic panel using GMM. A new approach to the convergence issue of European regions. *Spatial Economic Analysis*, 5(2), 205-227.
- Capello, R., & Nijkamp, P. (2009). Introduction: regional growth and development theories in the twenty-first century—recent theoretical advances and future challenges. *Handbook of regional growth and development theories*.
- Cartone, A., Postiglione, P., & Hewings, G. J. (2021). Does economic convergence hold? A spatial quantile analysis on European regions. *Economic Modelling*, 95, 408-417.
- Chanda, A., & Kabiraj, S. (2020). Shedding light on regional growth and convergence in India. *World Development*, 133, 104961.
- Chen, X.; Nordhaus, W. (2011). Using Luminosity Data as a Proxy for Economic Statistics. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 108(21): 8589–94.
- Cravo, T. A., & Resende, G. M. (2013). Economic growth in Brazil: a spatial filtering approach. *The annals of regional science*, 50, 555-575.
- Doll, C.; Muller, J.; Elvidge, C. (2000). Nighttime imagery as a tool for global mapping of socioeconomic parameters and greenhouse gas emissions. *Ambio* 2000, 29(3), 157-162.
- Ebener, S.; Murray, C.; Tandon, A.; Elvidge, C. (2005). From wealth to health: modelling the distribution of income per capita at the sub-national level using night-time light imagery. *International Journal of Health Geographics*, 4:5, 1-17.
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial Econometrics: From Cross-sectional Data to Spatial Panels*. New York: Springer.

- Elvidge, C.; Baugh, K.; Kihn, E.; Koehl, H.; Davis, E.; Davis, C. (1997). Relation between satellite observed visible near-infrared emissions, population, economic activity and electric power consumption. *International Journal of Remote Sensing*, 18(6), 1373-1379.
- Elvidge, C.; Hobson, V.; Baugh, K.; Dietz, J.; Shimabukuro, Y.; Krug, T.; Novo, E.; Echavarría, E. (2001). DMS-OLS estimation of tropical forest area impacted by surface fires in Romania, Brazil: 1995 versus 1998. *International Journal of Remote Sensing*, 24(14), 2661-2673.
- Ertur, C., & Koch, W. (2007). Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence. *Journal of applied econometrics*, 22(6), 1033-1062.
- Falchi, F.; Cinzano, P.; Duriscoe, D.; Kyba, C.; Elvidge, C. *et al.* (2016). The new world atlas of artificial night sky brightness. *Science Advances*, 2, 1-25.
- Furková, A. (2019). Spatial spillovers and European Union regional innovation activities. *Central European Journal of Operations Research*, 27, 815-834.
- Ganong, P. N., & Shoag, D. W. (2012). Why has regional convergence in the US stopped?. *HKS Faculty Research Working Paper Series*. <http://nrs.harvard.edu/urn-3:HUL.InstRepos:9361381>.
- Gennaioli, N., La Porta, R., Lopez De Silanes, F., & Shleifer, A. (2014). Growth in regions. *Journal of Economic growth*, 19, 259-309.
- Gonçalves, E., de Matos, C. M., & de Araújo, I. F. (2019). Path-dependent dynamics and technological spillovers in the Brazilian regions. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 12(3), 605-629.
- Gonzalez Alvaredo, F., & Gasparini, L. C. (2013). Recent Trends in Inequality and Poverty in Developing Countries. Recuperado en: <https://ri.conicet.gov.ar/handle/11336/28369>.
- González, F. A., & Santos, M. E. (2020). Pobreza multidimensional urbana en Argentina. ¿Reducción de las disparidades entre el Norte Grande Argentino y Centro-Cuyo-Sur?(2003-2016). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 795-822.
- González, F. A. I., Santos, M. E., & London, S. (2021). Convergencia y desarrollo en la Argentina urbana (2003–2016). *Regions and Cohesion*, 11(1), 73-98.
- Henderson, J. V., Storeygard, A., & Weil, D. N. (2012). Measuring economic growth from outer space. *American economic review*, 102(2), 994-1028.
- Herrera Gomez, M. (2017). Fundamentos de Econometría Espacial Aplicada. MPRA paper N°80871.
- Incaltarau, C., Pascariu, G. C., Duarte, A., & Nijkamp, P. (2021). Migration, regional growth and convergence: a spatial econometric study on Romania. *The Annals of Regional Science*, 66, 497-532.
- Johnson, P.; Papageorgiou, C. (2020). What remains of cross-country convergence? *Journal of Economic Literature*, 58(1), 129-175. <https://doi.org/10.1257/jel.20181207>
- Kubis, A., & Schneider, L. (2016). Regional migration, growth and convergence—A spatial dynamic panel model of Germany. *Regional Studies*, 50(11), 1789-1803.
- Krugman, P. (1991). Increasing returns and economic geography. *Journal of political economy*, 99(3), 483-499.
- Lee L. F. y Yu J. (2010). Some recent developments in spatial panel data models. *Reg Sci Urban Economics* 40:255–271.
- Lee, L.; Yu, J. (2010). Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics*, 154(2), 165-185. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.08.001>
- Le Gallo, J., Ertur, C., & Baumont, C. (2003). A spatial econometric analysis of convergence across European regions, 1980–1995. In *European regional growth* (pp. 99-129). Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.
- Lessmann, C., & Seidel, A. (2017). Regional inequality, convergence, and its determinants—A view from outer space. *European Economic Review*, 92, 110-132.
- Maloney, W. F., & Valencia Caicedo, F. (2016). The persistence of (subnational) fortune. *The Economic Journal*, 126(598), 2363-2401.

- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 107(2), 407-437.
- Mendez, C., & Santos-Marquez, F. (2021). Regional convergence and spatial dependence across subnational regions of ASEAN: Evidence from satellite nighttime light data. *Regional Science Policy & Practice*, 13(6), 1750-1777.
- Mendez, C., & Santos-Marquez, F. (2022). Economic and social disparities across subnational regions of South America: A spatial convergence approach. *Comparative Economic Studies*, 64(4), 582-605.
- OECD. Publishing. (2015). In it together: Why less inequality benefits all. OECD publishing.
- Osatinsky, A., & Longhi, F. (2017). Estructura productiva, pobreza y problemas de empleo en las provincias pampeanas y nortenas de Argentina en los primeros años del siglo XXI. *Cuadernos de Geografía: Revista Colombiana de Geografía*, 26(1): 77.
- Pfaffermayr, M. (2012). Spatial convergence of regions revisited: a spatial maximum likelihood panel approach. *Journal of Regional Science*, 52(5), 857-873.
- Piras, G and G. Arbia. (2007) "Convergence in per-capita GDP across EU-NUTS2 regions using panel data models extended to spatial autocorrelation effects." In: *Statistica* 67.2, pp. 157–172. url: doi:10.6092/issn.1973-2201/3513.
- Qureshi, Z. (2016). Trends in income inequality: Global, inter-country, and within countries. Washington, DC. Recuperado de: <https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2017/12/global-inequality.pdf>.
- Rabanal, C. (2016). Efectos espaciales y convergencia económica: herramientas metodológicas para su estudio. *REICE: Revista Electrónica de Investigación en Ciencias Económicas*, 4(7), 378-396.
- Rey, S. J., & Janikas, M. V. (2005). Regional convergence, inequality, and space. *Journal of Economic geography*, 5(2), 155-176.
- Rey, S. J., & Montouri, B. D. (1999). US regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional studies*, 33(2), 143-156.
- Rodrik, D. (2011). *The future of economic convergence* (No. w17400). National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/papers/w17400>.
- Sanso-Navarro, M., Vera-Cabello, M., & Ximénez-De-Embún, D. P. (2017). Human capital spillovers and regional development. *Journal of Applied Econometrics*, 32(4), 923-930.
- Sanso-Navarro, M., Vera-Cabello, M., & Puente-Ajovín, M. (2020). Regional convergence and spatial dependence: a worldwide perspective. *The Annals of Regional Science*, 65, 147-177.
- Talassino, M. R., & Herrera, M. (2021). Impacto de los efectos espaciales en la convergencia regional. Análisis departamental para la Argentina. DOCUMENTO DE TRABAJO, 2021, 42. <https://rednie.eco.unc.edu.ar/files/DT/2021-42.pdf>.
- Utrera, G., & Koroch, J. A. (1998). Convergencia: evidencia empírica para las provincias argentinas (1953-1994). *Anales de la XXXIIIa Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.
- Zhang, W., Xu, W., & Wang, X. (2019). Regional convergence clubs in China: identification and conditioning factors. *The Annals of Regional Science*, 62, 327-350.