

Cristian Rabanal
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad Nacional de Río Cuarto
Argentina
cristianrabanal@conicet.gov.ar

identificación del tipo de autocorrelación espacial y su inclusión en el modelo, junto con la consideración del problema de la heterogeneidad espacial.

Fecha recepción: mayo 22 del 2016

Fecha aceptación: junio 06 del 2016

Palabras claves: Beta convergencia, Efectos espaciales, Dependencia espacial sustantiva, Dependencia espacial residual, Heterogeneidad espacial

Key words: Beta Convergence, Spatial Effects, Substantive Spatial Dependence, Residual Spatial Dependence, Spatial Heterogeneity

ISSN 2308 – 782X



Revista Electrónica de Investigación en Ciencias Económicas
<http://revistacienciaseconomicas.unan.edu.ni>
revistacienciaseconomicas@gmail.com
revistarucfa@unan.edu.ni

Abstract

The spatial analysis has become important recently. The inclusion of spatial effects in a traditional beta convergence model is a useful extension for this framework, owing to the increasingly interaction among different regions.

This paper reviews some techniques to identify and include spatial correlation. Also, the heterogeneity is taken in count, and some solutions are commented in order to consider this problem in the convergence studies

Resumen

El análisis espacial de datos ha sido un tema de creciente interés en los últimos años. En el marco del análisis de convergencia, la inclusión de los efectos espaciales al modelo de beta convergencia constituye una extensión necesaria al modelo, debido al paulatino aumento en la interrelación entre diferentes regiones del mundo. Este artículo revisa algunas técnicas para la

Introducción

La teoría de los centros de desarrollo constituye uno de los principales fundamentos para el análisis espacial de los fenómenos económicos. En este sentido, los aportes teóricos más significativos han provenido desde la Teoría del Desarrollo Económico y de la denominada Teoría de la Organización Espacial (Posada, 1978).

Dentro de la Teoría del Desarrollo han existido básicamente dos posturas opuestas en lo relativo al crecimiento. Por un lado, algunos autores como Cassel (1927), Nurske (1953), Rosenstein-Rodan (1943) y Lewis (1965) han sido los pioneros en difundir razones a favor de un crecimiento balanceado en las diferentes escalas geográficas que pueda pensarse un territorio. Por otra parte, y en contraposición a éstos, Perreux (1955), Myrdal (1957) y Hirschman (1958) han sugerido la noción de crecimiento económico desequilibrado.

La principal línea de argumentación por parte de los teóricos del crecimiento equilibrado o balanceado tiene un fuerte correlato con la idea de convergencia incondicional, ya que, si el crecimiento es similar en todas las áreas de estudio, y no hay razones para partir de diferentes niveles de renta - o las que pudieran existir desaparecen con el tiempo -, con lo que la convergencia está garantizada en todo momento. No obstante, la noción de crecimiento desequilibrado encuentra congruencia con otras hipótesis alternativas a la de convergencia absoluta, como son la convergencia condicional, la divergencia y los clubes de convergencia. En este sentido, los argumentos de causación circular acumulativa como los de Myrdal (1957) ya reflejaban y sugerían la conocida frase de Quah (1995) “...*the poor getting poorer, and the rich richer...*”.

Otro importante fundamento para incluir el análisis espacial tiene que ver con la difusión espacial de las innovaciones y el conocimiento. Esto es, incorporar al

análisis los posibles patrones espaciales para la difusión de invenciones productivas que permitan expandir la frontera de posibilidades de producción. Precisamente Abramovitz (1986), que se mostró a favor de la convergencia, resaltó la necesidad de que los países menos desarrollados cuenten con capacidad social de absorber tecnologías, para poder imitarlas a un costo bajo.

También la Teoría de los Lugares Centrales ha constituido un esfuerzo por comprender las razones por las que las actividades se desarrollan en un lugar en particular y no en otro. Aunque el tema de la localización y la influencia ejercida en las actividades económicas ya había sido abordado por Von Thünen en el siglo XIX, la Teoría de los Lugares Centrales es frecuentemente estudiada de manera independiente (Posada, 1978). Los principales precursores fueron Christaller (1933) y Lösch (1940). Christaller (1933) comienza su análisis estableciendo jerarquías para los diferentes lugares centrales. Para ello, les asigna una importancia relativa ordinal, según las funciones económicas que mantengan con su región complementaria – la que podría ser entendida como zona de influencia-. El resultado final de su modelo es un ordenamiento hexagonal del espacio, y es producto de dos principios: maximización de la distribución de bienes y servicios sujeto a la minimización del número de lugares centrales y optimización en la distribución de lugares centrales, que sólo puede tener lugar cuando los mismos se encuentran sobre rutas diagramadas con el criterio de menor costo y que comunican centros de mayor orden. El análisis de Lösch (1940), en cambio, deriva en un equilibrio de ubicaciones geográficas, puesto que a diferencia de Christaller (1933) comienza sus análisis por centros de menor orden donde no existen necesariamente una progresión jerárquica de lugares centrales (Posada, 1978).

Actualmente, la relación entre el espacio y el crecimiento es abordada generalmente desde dos marcos teóricos: la Nueva Geografía Económica (Krugman, 1991) y la Nueva Teoría del Crecimiento. Desde el primer enfoque se

señala a la concentración geográfica como una fuente de ventajas competitivas. Esto da lugar a la formación de aglomerados espaciales, más allá de que en un instante inicial de estudio existan o no. Es decir, aun partiendo de una variable distribuida aleatoriamente en el espacio, siempre existirá un mecanismo capaz de generar aglomeraciones frente a un shock. Por lo tanto, la distribución espacial final de las actividades económicas no resultará azarosa.

La segunda perspectiva ha centrado la atención en la dimensión espacial del crecimiento económico. Los métodos de la econometría espacial “han permitido analizar las implicancias de estas nuevas aproximaciones teóricas” (Braüninger y Niebuhr, 2005: p. 1). En particular, estudios como los de Flingeton (2003) y Funke y Niebuhr (2005) examinan el impacto de dependencia espacial sobre las disparidades en el crecimiento.

Este avance en las formulaciones teóricas del crecimiento económico, junto a las técnicas de la econometría espacial, han hecho más evidente la necesidad de incorporar las relaciones de dependencia espacial en el análisis, para evitar estimaciones sesgadas por omisión de variables relevantes (Rey y Montouri, 1999; Corrado y Fingleton, 2010). La creciente importancia de la temática se vio reflejada en la creación del apartado C21 (reservado para Métodos Econométricos, Modelos de Sección Cruzada y Modelos Espaciales) por parte del *Journal Economic Literature* (Paelink et. al., 2004).

En consecuencia, es el modelo β -convergencia incondicional con reconocimiento de efectos espaciales el que resultaría más adecuado para representar al fenómeno de estudio. A pesar de esto, las aplicaciones empíricas que consideran efectos espaciales a nivel de países son escasas. En este sentido, las investigaciones tienden a realizar el análisis en el marco regional. La relevancia de las mismas, están relacionadas con el estudio del efecto aglomeración (Cicccone,

2002; Braüninger y Niebuhr, 2005) y las implicancias de los procesos de integración (Kosfeld *et. al.*, 2002).

El objetivo de este trabajo es proporcionar un marco metodológico para el estudio tradicional de la convergencia económica, a partir del reconocimiento de efectos espaciales.

Material y métodos

Se realizó una investigación documental. Se describe las principales herramientas a considerar para la inclusión de los efectos espaciales en el marco del estudio de la convergencia económica, desde el punto de vista del modelo tradicional (modelo beta convergencia).

Resultado y discusión

1. El modelo de beta convergencia

El modelo de β -convergencia ha sido el marco de análisis dominante en relación a la convergencia durante muchos años. De acuerdo a Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992), su formulación básica puede representarse por la siguiente expresión:

$$\log(y_{i,T}) - \log(y_{i,0}) = \alpha + \beta \log(y_{i,0}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde α representa un parámetro tecnológico y β la tasa de convergencia, que se asume menor a la unidad para evitar adelantamientos sistemáticos y ε residuo. $y_{i,0}$ es la renta de la región i en el instante inicial e $y_{i,T}$ su similar en el instante final.

Si el coeficiente β resultará mayor a cero e individualmente significativo se podría admitir un proceso de convergencia incondicional.

Ahora bien, la formulación expresada en (1) es susceptible de ser modificada, en orden a incorporar los denominados efectos espaciales. La presencia de un componente espacial puede manifestarse básicamente de dos maneras. La

primera de ellas es a partir de la inestabilidad estructural. Es este caso, una correcta especificación debería considerar parámetros cuyos valores se vean afectados según la localización. Algunos autores como Funke y Niebuhr (2005) consideran a la heterogeneidad espacial como indicativa de efectos umbrales (*threshold externalities*) que podrían ser capaces de generar equilibrios múltiples en la dinámica de crecimiento. La segunda alternativa, tiene que ver con la autocorrelación espacial, tema que aborda la siguiente sección.

2. La autocorrelación espacial

La autocorrelación espacial puede ser entendida como una situación en la que el valor de una variable viene determinado por el valor de sus regiones “vecinas”. Para incorporar los efectos espaciales al análisis resulta necesario determinar la estructura para el retardo espacial a considerar, a partir de una matriz de contactos W .

La vecindad habitualmente es planteada en función de si un país tiene frontera con otro o no, aunque es preciso advertir que existen numerosos criterios para definir cuándo dos regiones pueden considerarse vecinas. La reseña de procedimientos presentada a continuación no pretende ser exhaustiva, pero los mismos constituyen algunas de las alternativas más difundidas¹.

Cliff y Ord (1981) construyeron una matriz sobre la base de la distancia que separa a dos regiones i y j , (d_{ij}) , ponderada por la frontera que presenta en común (β_{ij}) . En este caso la formulación da lugar a una matriz asimétrica. De esta forma W se reduce a:

$$W_{ij} = (d_{ij})^{-\alpha} (\beta_{ij})^b \quad (2)$$

¹ Para analizar otras especificaciones puede consultarse Corrado, L. y Fingleton, B. (2011).

donde a y b son parámetros.

Bodson y Peeters (1975) han sugerido que la matriz W considere un criterio de accesibilidad general. Esto es, que tenga en cuenta y combine los distintos canales de comunicación entre regiones. En consecuencia, esta formulación permite redefinir el concepto de vecindad, ya que para serlo habrá de haber buenos canales de comunicación entre las regiones. La formulación analítica de esta propuesta se expresa como:

$$w_{ij} = \sum_{j=1}^J k_j \{a / [1 + b * \exp(-c_j d_{ij})]\} \quad (3)$$

siendo k_j la importancia relativa de las vías de comunicación, J el número de vías de comunicación, d_{ij} la distancia entre las regiones i y j . a , b y c_j son parámetros.

Case *et. al.* (1993) han propuesto que la matriz W se sustente en distancias económicas. En este caso, se asumirá que una región es vecina de otra cuando esas distancias, en términos de alguna variable económica operativa, sea pequeña (lo que deberá ser definido por el investigador). A menudo, desde esta perspectiva, la distancia económica es entendida como la reducción de los costos de transacción asociados a la interrelación económica de regiones lejanas entre sí (no contiguas). Esto es presumiblemente provocado por mejoras que se asocian a condiciones económicas estructurales similares y costos de información más bajos.

2.1 Análisis exploratorio de datos espaciales y contrastes de autocorrelación espacial

La realización de un *Análisis Exploratorio de Datos Espaciales (AEDE)* resulta valioso para el investigador, ya que el mismo permite obtener indicios sobre la autocorrelación espacial y la tipología que podría haber en el conjunto de datos

estudiados. En este sentido, un *Box Map*, constituye una herramienta gráfica útil para tal fin, siendo que ofrece en términos gráfico la misma información que proporciona un *Box Plot* tradicional.

El examen dicha figura puede sugerir la formulación de una matriz de contactos con una tipología concreta y con un orden determinado. Ahora bien, para ratificar esos indicios sobre las variables y su presumible autocorrelación espacial, resulta imprescindible realizar los contrastes de autocorrelación global y de autocorrelación local.

El análisis de autocorrelación espacial global realiza un examen conjunto de todas las unidades que componen la muestra para determinar si las unidades espaciales se encuentran distribuidas aleatoriamente o si, por el contrario, lo hacen conforme a un patrón determinado. Existen tres contrastes desarrollados para ese propósito: la *I* de Moran, la *C* de Geary y la *G* (d) de Getis y Ord, siendo el primero el más ampliamente difundido.

La expresión analítica del contraste de Moran es:

$$I = \frac{N}{S_0} \frac{\sum_{ij} w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad (4)$$

con $i \neq j$, donde x_i representa el valor de la variable cuantitativa x para la región i , N el tamaño muestral, w_{ij} los pesos espaciales de una matriz de contactos W y S_0 la sumatoria de los pesos espaciales. La distribución de la *I* de Moran es asintótica normal $[N \sim (0,1)]$ cuando N es grande.

La autocorrelación o dependencia espacial detectada podrá ser negativa, positiva o nula. Será negativa cuando los valores se concentren en los cuadrantes II y IV

del scatterplot² de Moran. En el caso de valores concentrados en los cuadrantes I y III, habrá autocorrelación positiva. Finalmente, habrá autocorrelación nula, si la nube de puntos se encuentra dispersa en los cuatro cuadrantes.

Ahora bien, los contrastes globales presentan una fuerte limitación: no son capaces de considerar situaciones de aglomeración –clusters- en un área determinada, para la que cabría esperar valores más bajos o más altos si existiese una distribución homogénea (Moreno y Vayá, 2000). Esto implica que un determinado esquema de autocorrelación espacial, detectado mediante contrastes globales, pueda no mantenerse para toda la muestra.

Para la detección de aglomeraciones resulta útil el análisis de autocorrelación espacial local. Este procedimiento permite medir la autocorrelación espacial para la ubicación de cada observación y está basado en el Indicador Local de Moran. De acuerdo con Anselin (1995) un indicador LISA (*Local Indicator of Spatial Association*) es un estadístico que satisface dos requerimientos: por un lado, proporciona una cuantificación del grado de agrupamiento significativo de valores similares alrededor de una observación, y por otro lado, la suma de los LISAs para todas las observaciones es proporcional a un indicador global de asociación espacial, por lo que resulta útil para medir la contribución de cada observación al valor del contraste global (sólo para el caso de la I de Moran). Este análisis es también particularmente útil para detectar la posible presencia de localizaciones que muestren valores altos respecto a la media de otros emplazamientos colindantes, y para las variables de interés, o viceversa.

Los contrastes más relevantes para el análisis de la autocorrelación local son: la I de Moran y la G(d) de Getis y Ord, siendo el enfoque de Moran el más difundido y cuya expresión analítica es:

² El *scatterplot* de Moran es una representación en R^2 de la I de Moran, dada una configuración determinada de la matriz W .

$$I = \frac{z_i}{\sum_i z_i / N} \sum_{j \in J_i} w_{ij} z_j \quad (5)$$

donde z_i representa el valor de la región i para la variable normalizada y J_i el conjunto de regiones vecinas a i . N es el tamaño muestral. La distribución de la I de Moran es asintótica normal $[N \sim (0,1)]$ cuando N es grande. Finalmente, si el valor de la I es positivo, denotará la existencia de un cluster de valores similares.

2.2 Análisis confirmatorio

El análisis confirmatorio se ocupa de las diferentes especificaciones posibles para la inclusión del fenómeno espacial en un modelo. Para ello, existen diferentes contrastes diseñados para detectar la existencia de dependencia espacial, y en tal caso su tipología.

En términos analíticos, la matriz W puede ser incluida de dos formas diferentes en la ecuación de convergencia, según la estructura de dependencia espacial existente. Para el caso de la dependencia espacial sustantiva (también conocido como “*modelo lag*”) sería de la siguiente forma:

$$\frac{1}{T} [\log(y_{i,T}) - \log(y_{i,0})] = \alpha + \rho W \left\{ \frac{1}{T} [\log(y_{i,T}) - \log(y_{i,0})] \right\} + \beta \log(y_{i,0}) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

donde W representa la matriz de pesos y ρ el coeficiente de autocorrelación espacial.

Por otra parte, la dependencia espacial subyacente puede ser residual, en cuyo caso la correcta especificación vendría dada por el siguiente modelo de “error espacial”:

$$\frac{1}{T} [\log(y_{i,T}) - \log(y_{i,0})] = \alpha + \beta \log(y_{i,0}) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \mu_{it}$$

En este caso la autocorrelación espacial es recogida por λ a través del término de perturbación del modelo. Se asume también que $\mu_i \approx$ i.i.d. $(0, \sigma^2_\varepsilon)$.

Esta expresión permite modelizar y cuantificar los denominados efectos de difusión espacial del crecimiento. Para ello resulta útil manipular la expresión (7), reformulándola tal como propone Toral Arto (2001):

$$[\log(y_i, T) - \log(y_{i,0})] = \alpha + \beta \log(y_{i,0}) + \rho W[\log(y_i, T) - \log(y_{i,0})] + \gamma W \log(y_{i,0}) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

con $\rho = \lambda$, $\gamma = -\lambda\beta$ y $\mu_{it} \sim N(0, \sigma^2)$. De esta forma, el modelo expuesto en (8) permite desglosar el efecto espacial en dos. Por un lado, ρ recoge la influencia de las tasas de crecimiento de la renta de las regiones contiguas sobre la de la región i a partir de una matriz W determinada. Por otra parte, γ incorpora el efecto de los valores iniciales de las regiones contiguas sobre la tasa de crecimiento de la región i .

Existen diferentes contrastes diseñados para detectar la posible existencia de dependencia espacial, y en tal caso su tipología. Para el testeo de dependencia espacial sustantiva son habituales los contrastes basados en los multiplicadores de Lagrange, el LM-LAG propuesto por Anselin (1988) y el test LM-LE de Bera y Yoon (1992). El LM-LE es robusto frente a la existencia de un término de perturbación correlacionado espacialmente.

La contrastación de la existencia de dependencia espacial sustantiva, en ausencia de dependencia espacial residual, se lleva a cabo mediante el test LM-LAG cuya expresión es la siguiente:

$$LM - LAG = \frac{[eWy / s^2]^2}{RJ_{\rho-\beta}} \quad (9)$$

siendo e un vector de residuos MCO, W una matriz de contactos definida *ex ante*, s^2 la estimación de la varianza residual del modelo, $RJ_{\rho-\beta} = [T_1 + (WX\beta)'M(WX\beta)/s^2]$ y T_1 la traza de $(W'W + W)^2$.

La versión robusta del LM-LAG frente a la existencia de un término de perturbación correlacionado espacialmente, está dado por el LM-LE, según la siguiente expresión:

$$LM - LE = \frac{[e'Wy / s^{2-eWe/s^2}]^2}{RJ_{\rho-\beta} - T_1} \quad (10)$$

teniendo los símbolos los mismos significados que la expresión anterior.

En ambos contrastes, la hipótesis nula es la no existencia de dependencia espacial sustantiva, lo que implica $\rho=0$ en la ecuación (2), frente a la alternativa de $\rho \neq 0$.

Para la dependencia espacial residual es frecuente la utilización de los contrastes LM-ERR (Burridge, 1980) y su versión robusta LM-EL (Bera y Yoon, 1992), también basados en los multiplicadores de Lagrange. La ventaja del test LM-EL es que resulta robusto ante posibles especificaciones erróneas locales como la presencia de una variable endógena retardada espacialmente (Moreno y Vayá, 2000: p. 82). El primero de ellos, utilizado en situaciones de perturbaciones homocedásticas y ausencia de dependencia espacial sustantiva, presenta la siguiente expresión analítica:

$$LM - ERR = \frac{[eWe / s^2]^2}{T_1} \quad (11)$$

donde los símbolos tienen el mismo significado que en las expresiones anteriores. Ahora bien, si existe heterocedasticidad, el LM-ERR debe modificarse para considerar esta situación:

$$LM - ERR_{heterocedasticidad} = \frac{[e'\Omega^{-1}We / s^2]^2}{T} \approx \chi^2 \quad (12)$$

siendo $T=tr(WW+\Omega W'\Omega^{-1}W)$ y Ω la distribución de la varianza de un modelo como (7) pero con heterocedasticidad.

Por otra parte el test LM-EL, que es una versión robusta del LM-ERR frente a posibles especificaciones erróneas locales como la presencia de una variable endógena retardada espacialmente, presenta la siguiente estructura:

$$LM - EL = \frac{[NI]^2}{T_1} \quad (13)$$

donde I es el contraste de Moran y N el tamaño muestral.

En ambos casos, la hipótesis nula es la ausencia de dependencia espacial en el término perturbación, lo que implica $\lambda=0$ en la ecuación (7), frente a la alternativa de existencia de un esquema de media móvil o autorregresivo en el término de la perturbación, $\lambda \neq 0$.

Los modelos de error espacial podrían fundamentarse en la falta de correspondencia entre las delimitaciones formales de las unidades de observación y la verdadera extensión geográfica del fenómeno económico. Otro importante motivo puede radicar en la existencia de efectos provenientes de un crecimiento anómalo en regiones vecinas (Moreno y Vayá, 2000).

Todo el análisis referido a la autocorrelación espacial puede ser desarrollado en el software libre *OpenGeoDa*, desarrollado por la Universidad de Illinois³.

3. Heterogeneidad espacial

La heterogeneidad espacial puede exteriorizarse a través de dos formas: la heterocedasticidad o la inestabilidad estructural. Los habituales contrastes de Breusch-Pagan y White, comúnmente utilizados en el análisis clásico, son también válidos aquí, siempre que no exista alguna otra especificación errónea, como la dependencia espacial o inestabilidad estructural. En estos últimos casos, los contrastes mencionados anteriormente ya no resultarán adecuados y requieren de algunas modificaciones. La razón por la que la contrastación de la heterogeneidad se realiza en ausencia de algún tipo de dependencia espacial, se debe a que los modelos espaciales (con dependencia sustantiva o espacial) añaden un componente espacial a cambio de imponer homogeneidad en los efectos

³ <https://geodacenter.asu.edu/software>

espaciales. Esto es, se considera que la estimación del parámetro espacial es válida para todas las regiones y que el residuo de las regresiones de un modelo con dependencia espacial sustantiva o dependencia espacial residual tendrá un carácter aleatorio.

La especificación de un modelo con heterogeneidad espacial exige captar el fenómeno de heterogeneidad en la estimación. Una de las soluciones más difundidas para modelos con heterogeneidad espacial, ha consistido en especificar y estimar un modelo de expansión lineal espacial. En este sentido, la expansión se realiza para la constante, como así también para los β . Las coordenadas de las unidades espaciales analizadas (departamentos, provincias, estados o países) podrán actuar como variables de expansión, a partir de una variable que considera la tendencia norte-sur y de otra que tome en cuenta la tendencia este-oeste.

Dado un modelo simple y genérico como el siguiente:

$$y = \alpha + \beta X + \varepsilon \quad (14)$$

podría llevarse una expansión de la variable de la siguiente forma:

$$\alpha_i = \alpha_0 + \alpha_1 \gamma_i + \alpha_2 \Psi_i \quad (15)$$

$$\beta_i = \beta_0 + \beta_1 \gamma_i + \beta_2 \Psi_i \quad (16)$$

Incorporando (15) y (16) en (14), se tiene finalmente que:

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 \gamma_1 + \alpha_1 \Psi_1 + \alpha_2 \gamma_2 + \alpha_2 \Psi_2 + \dots + \alpha_k \gamma_k + \alpha_k \Psi_k + \beta_1 \gamma_i + \beta_2 \Psi_i \quad (17)$$

En la expresión (17) los parámetros varían en función del espacio (coordenadas), permitiendo obtener estimaciones consistentes.

Otra posibilidad, igualmente difundida, ha consistido en realizar la expansión según las regiones formen parte de una región núcleo o una región marginal (o

centro vs. periferia). Esta diferenciación entre regiones resulta adecuada en numerosas ocasiones, y principalmente en aquellas situaciones que aun existiendo convergencia, el parámetro beta alcanza diferentes valores según la localización geográfica a la que se refiera. Lógicamente, este fenómeno está ligado de manera directa al denominado *efecto desbordamiento*.

Los modelos desarrollados para el tratamiento del problema de la heterogeneidad pueden ser desarrollados satisfactoriamente en *GWR (Geographically Weighted Regression)*, un software libre diseñado por la Universidad de Illinois especialmente para regresiones ponderadas geográficamente.

Conclusiones

Este trabajo presenta una descripción de las principales herramientas a considerar para la inclusión de los efectos espaciales en el marco del estudio de la convergencia económica, desde el punto de vista del modelo tradicional (modelo beta convergencia).

Además de explicitar el recorrido del análisis espacial en general, en relación al problema de la autocorrelación espacial se muestran las dos alternativas que pueden impactar sobre el fenómeno de convergencia: la autocorrelación espacial y la heterogeneidad espacial. Asimismo, se presentan los contrastes habituales para cada una de ellas, junto a sus versiones robustas.

Para finalizar, se exponen dos soluciones posibles en el marco de la heterogeneidad espacial.

Bibliografía.

Abramovitz, M. (1986). Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind. *The Journal of Economic History*, Vol. 46, pp.385-406.

Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models*, Kluwer Academic Publishers, Boston.

Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association — LISA. *Geographical Analysis*, Vol. 27, pp. 93–115.

Barro, R. J. y Sala-i-Martin X. (1991). Convergence Across States and Regions. *Brooking Papers on Economic Activity*, pp. 107-182.

Barro, R. J. y Sala-i-Martin X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, Vol. 100-2, pp. 223-251.

Bera, A. K. y Yoon, M. J. (1992). Simple Diagnostic test for spatial dependence. *University of Illinois, Department of Economics* (mimeo). Champaign, IL: Department of Economics, University of Illinois.

Bodson, P. y Peeters, D. (1975). Estimation of the Coefficients of a Linear Regression in the Presence of Spatial Autocorrelation. An application to a Belgian labour-demand function. *Environment and Planning*, pp. 455-472.

Braüninger, M. y Niebuhr, A. (2005). Agglomeration, Spatial Interaction and Convergence in the EU. *HWWA Discussion Paper*, 322. Hamburg.

Burrige, P. (1980). On the Cliff-Ord Test for Spatial Autocorrelation. *Journal of the Royal Statistical Society B*, Vol. 42, pp. 107-108.

Case, A., Rosen, H. y Hines, J. (1993). Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence From the States. *Journal of Public Economics*, Vol. 52, pp. 285-307.

Cassel, G. (1927). *Theoretische Sozial Economic*. Leipzig.

Christaller, W. (1933). Die Zentralen Orten in Süddeutschland: Eine ökonomisch-geographische Untersuchung über die Gesetzmässigkeit der Verbreitung und Entwicklung der Siedlungen mit städtischen Functionen. Jena. Traducción al ingles: Baskin, Carlisle. Publicado como “*Central Places in Southern Germany*”. Englewood Cliffs, New Jersey, 1966.

Cliff, A. y Ord, J. (1981). *Spatial Process. Models and Applications*. Pion. Londres.

Corrado, L. y Fingleton, B. (2011). Where is the Economics in the Spatial Econometrics. *Discussion Papers in Economics*, N° 11-01, pp. 1-34.

Fingleton, B. (2003). Models and simulations of GDP per inhabitant across Europe's regions, A preliminary view. *European Regional Growth*. Springer-Verlag, pp. 11-53.

Funke, M. y Niebuhr, A. (2005). Regional Geographic R&D Spillovers and Economic Growth-Evidence from West Germany. *Regional Studies*, Vol. 39, pp. 143-154.

Hirschman, A. O. (1958). *The Strategy of Economic Development*, Yale University Press, New Haven.

Kosfeld, R., Ecke, H. y Greger, C. (2002). Regional convergence in unified Germany, A spatial econometric perspective. *Nomos-Press Series Edition 19*.

Krugman, P. (1991). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, Vol. 99, pp. 483-499.

Lewis, W. A. (1965). *The Theory of Economic Growth*, Homewood, Illinois.

Lösch, A. (1940). "Die Raunliche Ordnung der Wirstchaft, Zweiteneudurchgearbeitete Auflage Location". Jena. Traducción al ingles: Stolper, Wolfrang F. Publicado como *The Economics of Location*. Yale Univerrsy Press, New Haven, 1954.

Moreno, R. y Vayá, E. (2000): *Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: La econometría espacial*. Edicions Universitat de Barcelona.

Myrdal, G. (1957). *Rich Land and Poor*, Harper and Row, New York.

Nurske, R. (1953). *Problems of Capital Formation in Developing Countries*, Oxford University Press, Oxford.

Paelink, J.; Mur, J. y Trívez, J. (2004). Econometría Espacial: más luces que sombras. *Estudios de Economía Aplicada*, Vol. 22 (3), pp. 383-404.

Perroux, F. (1955). Note sur la notion de Pole de Croissance, *Economie Apliquée*, N° 1, pp. 307-320.

Posada, L. J. (1978). Fundamentos económicos-espaciales de la teoría de Centros de Desarrollo. *Agricultura y Sociedad*, N° 6, Ministerio de Agricultura y Comercio de España, pp. 137-180.

Quah, D. T. (1995). Empirics for Economic Growth and Convergence. *Centre for Economic Performance, Discussion Paper N° 253*, pp. 1-23.

Rey, S. y Montouri, B. (1999). US Regional Income Convergence a Spatial Econometrics Perspective. *Regional Studies*, pp. 145-156.

Rosenstein-Rodan, P. N. (1943). Problems of Industrialization of Eastern and Southern Europe. *Economic Journal*, Vol. 53, pp. 202-211.

Toral Arto, M. A. (2001): El factor espacial en la convergencia de las regiones de la Unión Europea: 1980-1996. Tesis doctoral. ISBN: 84-689-0568-2. Madrid. España.

Información adicional:

Autor: Dr. Cristian Rabanal. Doctor en Economía (Universidad Nacional de Rosario).

Pertenencia institucional:

- Docente adscripto en Econometría Avanzada. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Río Cuarto (UNRC).
- Profesor de Econometría. Universidad Nacional de Villa María.
- Becario Postdoctoral del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET).

Contacto:

- **Lugar de trabajo. Dirección Postal:** Ruta 36, Km. 601. Facultad de Ciencias Económicas. Oficina 32. Universidad Nacional de Río Cuarto. Código Postal: 5800.
- **Teléfono:** +54 358 4676443
- **E-mail:** cristianrabanal@conicet.gov.ar; cristianrabanal@yahoo.com.ar.