

Convergencia en Bolivia: un enfoque espacial con datos de panel dinámicos*

Recibido: 8 de abril de 2013 – Aceptado: 18 de agosto de 2013

Casto Martín Montero Kuscevic[†]

American University of Beirut

Marco Antonio del Río Rivera[‡]

Universidad Privada de Santa Cruz

Resumen

Este artículo analiza el fenómeno de convergencia del Producto Interno Bruto (PIB) regional desde una perspectiva espacial para Bolivia durante el periodo 1988-2011. Los resultados permiten obtener dos conclusiones. Primero, se puede observar el fenómeno de convergencia al estado estacionario en los departamentos de Bolivia con una velocidad de entre 4% y 7%. Segundo, los resultados presentan evidencia estadística de que no existe dependencia espacial entre los departamentos de Bolivia, es decir, la velocidad de convergencia de un departamento no parece verse afectada por el PIB de los departamentos vecinos. Adicionalmente nuestros resultados se muestran robustos a distintas especificaciones.

Clasificación JEL: C23; C26; O47

Palabras clave: Convergencia, datos de panel dinámicos, variables instrumentales, espacial.

* Agradecemos los comentarios y sugerencias de los evaluadores anónimos. Los errores que aún permanezcan son nuestros.

[†] Department of Economics, Faculty of Arts and Sciences, American University of Beirut, P.O. Box 11-0236, Beirut, Líbano. Correo electrónico: km42@aub.edu.lb. Tel.: (961)1 350000.

[‡] Ingeniería Económica, Facultad de Ciencias Empresariales, Universidad Privada de Santa Cruz, Santa Cruz, Bolivia, Correo electrónico: marcodelrio@upsa.edu.bo. Tel.: (591) 3 346 4000.

Convergence in Bolivia: A spatial dynamic panel approach

Abstract

A panel spatial approach is adopted to analyze the convergence hypothesis for Bolivia's regional GDP for the period 1988-2011. Two conclusions emerge from our results. First, the speed of convergence to the steady state for the departments of Bolivia fluctuates around 4% to 7%. Second, we could not find statistical evidence of spatial dependence, put another way, the speed of convergence of a department does not appear to be affected by the GDP of its neighbors. Additionally our results are robust to different econometric specifications.

JEL Classification: C23; C26; O47

Keywords: Convergence, dynamic panel data, instrumental variables, spatial.

1. Introducción

Si bien las incógnitas del crecimiento económico han sido objeto de preocupación para la ciencia económica desde los tiempos de Adam Smith, es recién en el segundo tercio del siglo XX cuando se desarrolla una reflexión teórica formal a partir de los trabajos seminales de Harrod (1939), Domar (1946) y que culmina con el aporte de Solow (1956), a quien se debe la formalización de lo que hoy se conoce como el Modelo Neoclásico de Crecimiento Económico (MNC). Luego, a fines de los años ochenta, se tiene una segunda ola de aportes que se conoce como la Nueva Teoría del Crecimiento Económico, o modelos de crecimiento endógeno, a partir de los trabajos de Romer (1986), Lucas (1988) y otros.¹ El MNC se conoce también como modelo de crecimiento exógeno, pues una de sus ideas fundamentales es que, luego de un período de ajuste, la economía habrá de llegar al llamado estado estacionario, donde el producto crece básicamente a la misma tasa que la población laboral, más la tasa de progreso técnico, variables ambas que el MNC supone exógenas. En cambio, en los modelos de crecimiento endógeno, la tasa de crecimiento de la economía habrá de depender de la tasa de ahorro o de otras variables sobre las cuales los agentes económicos tienen poder de decisión.

Una de las implicaciones del modelo de Solow es que, si se tiene dos economías con la misma estructura, pero una tiene un nivel de acumulación de capital menor que la otra, la tasa de crecimiento de la primera será mayor que la de la segunda. Es decir, ambas se dirigen al mismo estado estacionario, pero la que se halla más lejos habrá de crecer más rápido. En este caso se habla de convergencia absoluta o convergencia no condicionada. En cambio, podría ocurrir que se tiene dos economías con distintas estructuras, y en consecuencia, distintos estados estacionarios. En este caso cabría esperar una convergencia condicionada al estado estacionario o a las características propias de cada economía. Es más o menos evidente que resulta difícil aceptar la hipótesis de la convergencia absoluta en un estudio de convergencia entre países, debido a la diversidad en las estructuras económicas de estos. En este sentido, los restrictivos supuestos del modelo de convergencia absoluta, aplicado al estudio de la convergencia entre naciones, obligó a introducir el concepto de la convergencia condicionada.

En cambio, la hipótesis de la convergencia absoluta sería más aceptable (aunque con reservas) si se aplica al análisis regional. En efecto, es más razonable pensar que las distintas regiones (estados, provincias, o departamentos) tengan estructuras económicas semejantes, y estados estacionarios parecidos.²

¹ Warsh (2006) desarrolla la historia de la Teoría del Crecimiento Económico de forma rigurosa y detallada.

² También se debe tomar en cuenta la unidad de legislación e idioma, y las semejanzas culturales.

En uno de los primeros trabajos empíricos sobre este tema, Baumol (1986) recogió datos de una muestra de dieciséis países, basado en Maddison (1982), para ver si se validaba la hipótesis de convergencia. Si bien la línea de investigación inicial apuntaba a ver si existía convergencia entre las economías nacionales, casi de forma inmediata la hipótesis de la convergencia se planteó en el análisis regional. Por ejemplo, Barro y Sala-i-Martin (1991) estudiaron si existía evidencia estadística de convergencia entre los estados de la Unión Americana. Posteriormente, un gran número de trabajos de investigación buscó estudiar este fenómeno en de las regiones de los países.³ En un primer momento, se privilegió la investigación en los países desarrollados, en gran parte debido a la mayor disponibilidad de información estadística. En cambio, los estudios de convergencia regional de países en vías de desarrollo al principio fueron muy reducidos, principalmente por la escasez de datos estadísticos. En el caso de los países latinoamericanos, los primeros estudios datan de mediados de los años noventa.⁴

Ahora bien, es importante mencionar que inicialmente los trabajos de convergencia se circunscribieron a datos de corte transversal, como queda demostrado en los trabajos de Barro (1991), Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992), Mankiw et al. (1992). Posteriormente Islam (1995) extiende el trabajo de Mankiw et al. (1992) para datos de panel generando el debate sobre la especificación a usarse en el análisis de convergencia; debate que se ha enriquecido mucho más con la inclusión de técnicas espaciales Arbia (2006) y que será abordado más adelante.

El propósito de este trabajo es analizar el fenómeno de convergencia entre los departamentos de Bolivia e introduce dos innovaciones respecto a la literatura de crecimiento existente para este país. Primero, hasta donde se pudo comprobar, no existen trabajos para Bolivia utilizando el método de momentos generalizados (GMM); en su lugar se usa el método de mínimos cuadrados con efectos fijos. Segundo, en esta investigación se hace uso de técnicas de econometría espacial⁵ para datos de panel que permitan observar el grado de correlación (dependencia) espacial y el efecto en el crecimiento que ejercen los departamentos sobre sus vecinos.

La siguiente sección describe la literatura sobre crecimiento para Bolivia, la sección 3 es un análisis exploratorio de los datos, la sección 4 presenta los modelos econométricos y sus resultados. Finalmente, las conclusiones se encuentran en la sección 5.

³ En Sala-i-Martin (2000) se tiene una recopilación de trabajos de una década.

⁴ Ver el trabajo pionero de Elías (1995) para Argentina, Brasil y Perú.

⁵ Soruco (2011) usa el Índice de Moran para datos de corte transversal en el análisis de crecimiento regional para los departamentos de Bolivia, pero no presenta modelos econométricos espaciales.

2. Convergencia en Bolivia

Para Bolivia, los estudios de convergencia regional son de dos tipos: aquellos específicos para el país, y otros más generales para el ámbito latino americano, donde se incluye el caso de Bolivia junto al de otros países.

En el primer grupo se tiene el trabajo de Urquiola et al. (1999) donde, entre otros temas, se analiza la convergencia-divergencia entre departamentos y provincias de Bolivia, en el periodo 1976-1992. El autor encuentra que la dispersión entre los departamentos de Bolivia aumentó en 1992, comparado con el año 1976. Además, se estiman dos modelos econométricos, uno de beta convergencia no condicionada y otro de beta convergencia condicionada. En ambos casos se halla evidencia estadística de divergencia.

Sandoval (2003), empleando un modelo de datos de panel con efectos fijos para determinar la convergencia beta condicionada, encuentra que existe convergencia entre las economías departamentales en el periodo 1980-1992, mientras que se observa divergencia en el periodo 1993-1997. Considerando que la economía boliviana experimentó una grave crisis económica en la década de los ochenta, el trabajo de Sandoval llega a la conclusión que las economías departamentales convergen en épocas de recesión o estancamiento y tienden a divergir en épocas de expansión.

En tercer lugar se tiene el trabajo de Soruco (2011), donde se estudia la convergencia regional en Bolivia por medio de distintas técnicas, toma el periodo 1990-2010. La autora concluye que no existe evidencia de convergencia entre las economías departamentales. Por el contrario, los resultados de su modelación sugieren divergencia.

Como ejemplo del segundo grupo se tiene el trabajo de Cuervo et al. (2009), estudio que abarca un conjunto de siete países latinoamericanos durante el periodo 1990-2003. Este trabajo observa una leve tendencia a la divergencia entre las regiones de Bolivia, cuando se calcula el coeficiente sigma,⁶ mientras que en términos del coeficiente de variación⁷ los resultados son más ambiguos. En cuanto al coeficiente beta de convergencia se encuentra que el valor estimado para Bolivia no es significativo.⁸ En otro trabajo, Cuervo (2003, p. 39) señala el

⁶ El coeficiente sigma de convergencia es una medida ampliamente utilizada en los estudios sobre el tema. Básicamente se trata de la desviación típica de los logaritmos de los datos del PIB per cápita.

⁷ En este trabajo se postula el uso del coeficiente de variación (sigma dividido por el PIB per cápita promedio) y se propone el uso del CVP el coeficiente de variación ponderado (por la población del territorio).

⁸ De siete países considerados en el estudio, solo se halla evidencia a favor de la convergencia beta en el caso de Colombia.

carácter “contradictorio y poco conclusivo desde el punto de vista estadístico” que tienen los estudios sobre convergencia regional en Bolivia, hace referencia a los trabajos de Urquiola et al. (1999) y Morales et al. (2000).

3. Los departamentos y la convergencia Sigma

Como introducción al análisis y modelación econométrica, se hace una revisión sobre el comportamiento del coeficiente de convergencia sigma, así como de otros indicadores. Adicionalmente se cree que es necesario justificar el uso de las unidades geográficas (léase departamentos) para el estudio de convergencia en Bolivia.

3.1 Los departamentos como regiones económicas

Bolivia es un Estado que, tanto por razones históricas como administrativas, está dividido en nueve departamentos. Si bien se trata de una división político-administrativa, diversas razones también justifican su uso como una división económico-regional.

En primer lugar, la división en departamentos se hizo cuando se creó la República de Bolivia y se basó en la anterior división en provincias o intendencias de la administración colonial. Así, para la mayoría de los departamentos de Bolivia, en cierto modo, su existencia precede a la creación del mismo Estado Boliviano. Los departamentos son una realidad histórica de largo plazo.

En segundo lugar se deben tener en cuenta tres aspectos relacionados. Aún hoy Bolivia es un país débilmente integrado desde el punto de vista del transporte. Esto ha implicado que sus comunidades se hayan desenvuelto en un grado de relativo aislamiento, lo que ha permitido el surgimiento de élites locales fuertes. A la falta de caminos, y a la presencia de las élites locales, se suma de diversidad geográfica, que determina distintas ventajas comparativas. Esto implicará una diversidad productiva muy marcada: si la minería será fundamental en la economía de los departamentos del altiplano, la agricultura y la ganadería lo serán de los departamentos del llano.

Todos estos elementos permiten entender que los departamentos son realidades económicas y productivas; por lo que permiten pensar que la división de Bolivia en departamentos no es una simple ficción administrativa. Al ser una división de largo plazo, y responder a distintas realidades históricas, geográficas y productivas, se justifica plenamente pensar los departamentos como sistemas económicos diferentes, aunque interconectados.

3.2 Grado de concentración y convergencia Sigma

Para medir⁹ el grado de concentración de las economías departamentales se ha calculado el Índice de Herfindahl y Hirschman.¹⁰ En 1988 su valor fue de 0,1921, y para 2011 su valor fue de 0,1838, lo que sugiere un proceso de desconcentración. Sin embargo, se observa que hasta 1996 este índice crece hasta 0,21, para luego ir descendiendo paulatinamente. Se debe destacar que durante la recesión 1999-2004 el IHH vuelve a crecer, para retomar su tendencia decreciente (figura 1).



Figura 1. Índice de Herfindahl y Hirschman para las participaciones relativas departamentales

Fuente: Elaboración de los autores con base en los datos del INE.

Para verificar analíticamente si los departamentos de Bolivia están viviendo un proceso de convergencia, se ha calculado el coeficiente sigma, que simplemente es la desviación típica (o estándar) del logaritmo neperiano del PIBpc. En este punto vale la pena aclarar que las diferentes medidas de convergencia

⁹ Para todos los cálculos siguientes se han usado los datos del PIB per cápita disponibles en la página web del Instituto Nacional de Estadísticas, INE: www.ine.gob.bo

¹⁰ El Índice de Herfindahl-Hirschman se usa para medir el grado de concentración de una industria. En el caso de un monopolio su valor sería igual a la unidad, y si se tiene un mercado de competencia perfecta, todas produciendo más o menos la misma cantidad, el IHH sería igual a cero. Aplicado a medir la concentración de la producción departamental, el mínimo valor para el IHH en Bolivia sería de 0,1111.

no necesariamente se mueven en la misma dirección, es decir, la existencia de convergencia beta aunque es una condición necesaria no es suficiente para la existencia de convergencia sigma. La intuición detrás del anterior enunciado fue inicialmente expuesta por Barro y Sala-i-Martin (1991), mientras que Furceri (2005) refuerza esta hipótesis desde una perspectiva teórica basado en el estimador de mínimos cuadrados ordinarios. Desde una perspectiva empírica Higgins et al. (2008) concluyen que para los 3058 condados de Estado Unidos se da un proceso de convergencia beta, pero no así convergencia sigma, de hecho algunos de los resultados muestran divergencia sigma.¹¹

En el presente estudio, dado que un departamento —Tarija— muestra un comportamiento atípico, se han realizado cálculos con y sin este departamento. Los resultados se muestran en la figura 2.

El indicador sigma de convergencia ha mostrado una comportamiento errático en el periodo considerado. Entre 1988 y 1993 tiende a reducirse, para luego aumentar hasta 1998. Con la recesión se reduce y se mantiene más o menos constante hasta la recuperación, vuelve a subir para luego volver a caer. Si en cambio se excluye el caso de Tarija, desde el año 2002 este indicador ha descendido permanentemente. Así los datos de la figura 2 sugieren que las economías departamentales de Bolivia, con excepción de Tarija, viven desde inicio del siglo un proceso de convergencia sigma.

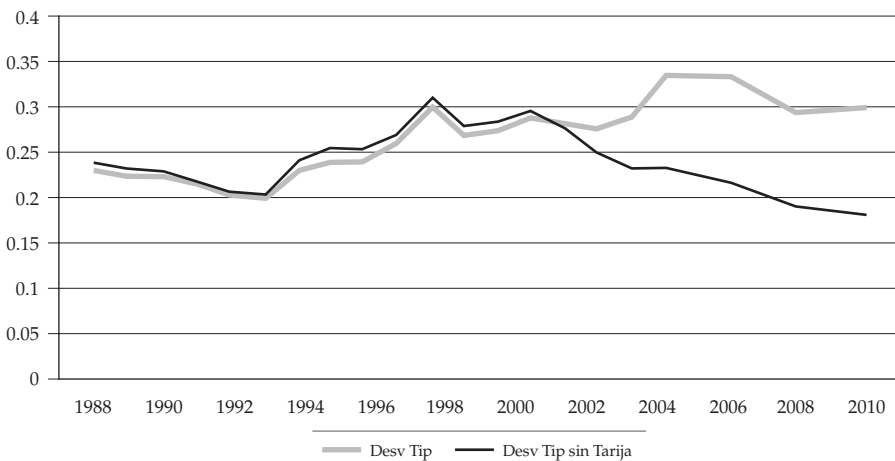


Figura 2. Evolución de la desviación típica departamental del Ln PIBpc

Fuente: Elaboración de los autores con base en los datos del INE.

¹¹ Higgins et al. (2008) también desarrollan un sencillo modelo teórico para demostrar que la convergencia beta no es suficiente para la existencia de convergencia sigma.

Aunque los datos del coeficiente sigma sin Tarija, de la figura 2, muestran una tendencia decreciente, cabe la duda de si las diferencias son estadísticamente significativas. Para ello se postula la hipótesis nula de que el coeficiente sigma (o su respectiva varianza) no ha cambiado con el paso del tiempo. Para probar esta hipótesis se han usado dos procedimientos. En el primero se ha usado la prueba convencional F para la igualdad de varianzas. En el segundo se ha seguido la sugerencia de Carree y Klomp (1997), que es específica para la prueba de hipótesis de convergencia sigma, y que Galvis y Meisel (2012) aplican al caso de Colombia.¹² Los resultados se muestran en la tabla 1. Como se puede ver, no se puede aceptar la hipótesis de convergencia sigma cuando se comparan los años 1990 y 2010; sin embargo, se puede aceptar si se comparan los años extremos: 1998 con 2011. En todo caso, el análisis estadístico no muestra evidencia de convergencia sigma en Bolivia para todo el periodo de estudio, aun cuando se puede observar una débil evidencia de convergencia en sub-periodos.

Tabla 1. Pruebas para la hipótesis de convergencia Sigma (sin Tarija)

Hipótesis	Prueba F para igualdad de varianzas	Prueba T2 para igualdad de varianzas
$\sigma_{1990}^2 = \sigma_{2010}^2$	1,5496 (0,2887)	0,3284 (0,5665)
$\sigma_{2000}^2 = \sigma_{2010}^2$	2,3830 (0,1373)	2,6716 (0,1021)
$\sigma_{1998}^2 = \sigma_{2011}^2$	2,925 (0,0900)	3,2584 (0,0706)

Nota: La tabla anota los valores de los estadísticos F y T2.

Los valores P (probabilidades de cola aparecen entre paréntesis).

Por otra parte, se analiza la convergencia sigma haciendo la distinción entre las economías departamentales del llamado Eje Central (La Paz, Cochabamba y Santa Cruz), que juntas representan aproximadamente el 65 % del PIB del país, y que están razonablemente conectadas por carreteras asfaltadas y por vía aérea, y el resto de los departamentos del país (Economías fuera del Eje Central).

La figura 3 permite apreciar que el coeficiente sigma del Eje Central es menor tanto al sigma de toda la economía como al sigma del conjunto de las economías fuera del Eje Central. Pero, también se ve que el comportamiento de sigma total está determinado por el sigma del Eje Central. En cuanto al sigma de los depar-

¹² Carree y Klomp (1997) proponen el estimador $T2 = (N - 2, 4) * \ln \left[1 + \frac{1}{4} * \frac{(\sigma_1^2 - \sigma_2^2)^2}{\sigma_1^2 \sigma_2^2 - \sigma_{12}^2} \right]$ que sigue una distribución X^2 con un grado de libertad. Este estimador toma en cuenta la covarianza.

tamentos fuera del eje central es menor cuando se excluye Tarija. En ninguno de los sub-grupos se pudo encontrar evidencia estadística de convergencia sigma.

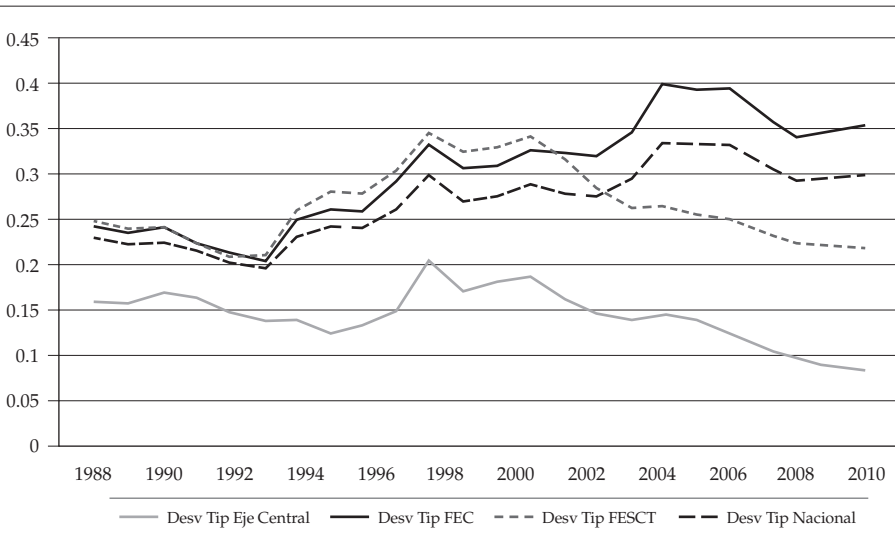


Figura 3. Evolución de la desviación típica del Ln PIBpc

Nota: FEC: Fuera del eje central; FECST: Fuera del eje central sin Tarija.

Fuente: Elaboración de los autores con base en los datos del INE.

4. Datos y Especificaciones de los Modelos Econométricos

4.1 Consideraciones generales

Como se ha mencionado con anterioridad, una de las conclusiones de los modelos de crecimiento neoclásicos es que la tasa de crecimiento del ingreso per cápita está inversamente relacionada con el nivel inicial del ingreso per cápita. Es decir, aquellas regiones pobres tenderán a crecer más rápido que aquellas regiones ricas, hasta que eventualmente exista un punto de convergencia del ingreso per cápita. Esto inicialmente fue demostrado para los estados de Estados Unidos por Barro y Sala-i-Martin (1992) quienes, mediante el uso de mínimos cuadrados no lineales, estimaron el valor de β en la siguiente ecuación:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = \alpha \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \ln (y_{i,t_0}) + \varepsilon_{i,t_0,t_0+T} \tag{1}$$

donde $Y_{i,t}$ representa el logaritmo del PIB per cápita real del estado i en el periodo t . Esta ecuación puede ser re-parametrizada de la siguiente manera:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = \alpha + b \ln (y_{i,t_0}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

O, expresándola de forma autorregresiva, se puede reescribir la ecuación (2) como sigue:

$$\ln(y_{i,t+1}) = \alpha + \phi \ln y_{i,t} + \varepsilon_{i,t,t+1} \quad (3)$$

donde $\phi = e^{-\beta T}$. Además la velocidad de convergencia viene dada por $\beta = \frac{-\ln(\phi)}{T}$. Sin embargo, incluso en las regiones que conforman un país, pueden existir diferencias sustanciales que si no son tomadas en cuenta podrían sesgar los resultados. Para evitar estos problemas en la estimación del coeficiente de convergencia, Islam (1995) propuso un modelo de datos de panel con efectos fijos que permita captar las heterogeneidades entre las distintas regiones analizadas; concluyendo que la velocidad de convergencia es mayor que la obtenida en los estudios de corte transversal.

4.2 Panel dinámico sin efectos espaciales

La ecuación en (2) puede ser rescrita para estimaciones de datos de panel de la siguiente forma:

$$\ln y_{i,t+1} = \alpha_i + \eta_t + \phi \ln y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

donde para nuestros propósitos $y_{i,t}$ representa el PIB per cápita real del departamento i en el período t , α_i y η_t captura los efectos individuales y temporales respectivamente, $\varepsilon_{i,t}$ representa el término de error ($\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$).

La ecuación descrita en (4) es una ecuación dinámica de datos de panel, por consiguiente dada la naturaleza autoregresiva del modelo, es de esperarse que el rezago de la variable dependiente pueda estar correlacionado con el término de error, lo que daría como consecuencia un sesgo en los estimados. En este punto vale la pena hacer dos consideraciones de suma importancia. Primero, no existe consenso sobre el método de estimación de la ecuación en (4). Islam (2000) y Hauk y Wacziarg (2009), mediante un estudio de Monte Carlo en regresiones de crecimiento, demuestran que los resultados que se obtienen

varían dependiendo del método de estimación, pero que ninguno de los métodos está libre de costos. En otras palabras, existe un *trade-off* entre el sesgo de heterogeneidad y la medición del error. Segundo, es necesario aclarar que no es el objetivo de esta investigación el determinar cuál es el mejor estimador de la ecuación de convergencia, por tal motivo, y siguiendo otras publicaciones en el tema, se permite usar los siguientes métodos: mínimos cuadrados con efectos fijos (MCEF), método generalizado de momentos Arellano-Bond (ABGMM), método generalizado de momentos Arellano-Bover (AVGMM), estimadores de máxima verosimilitud con efectos espacialmente ponderados.

4.2.1 Mínimos Cuadrados con Efectos Fijos (MCEF)

Como lúcidamente explica Islam (1995, p.1138) “La presencia de la variable dependiente rezagada en la parte derecha de la ecuación hace del estimador MCEF un estimador inconsistente... Sin embargo las propiedades asintóticas de estimadores de datos de panel pueden ser consideradas en la dirección de T^{13} Así mismo, Amemiya (1967) demuestra que cuando $T \rightarrow \infty$ el estimador MCEF es asintóticamente equivalente al Estimador de Máxima Verosimilitud. Empíricamente el estimador MCEF parece no presentar mayores problemas cuando es aplicado al estudio de convergencia como ha quedado demostrada en Islam (1995, 2000) quien concluye que el estimador MCEF tiene un mejor desempeño en estudios de crecimiento que estimadores más complejos.¹⁴

Finalmente, es importante aclarar que, con datos de panel, siempre existe la posibilidad de asumir que el shock tecnológico tiene un efecto aleatorio en lugar de efecto fijo. Sin embargo, varios estudios en esta área (ver Islam 2003) demuestran que este tipo de suposición no es apropiada para estimar ecuaciones de convergencia.

4.2.2 Método Generalizado de Momentos

Para evitar el problema de endogeneidad en paneles dinámicos existen distintos estimadores, aunque, como se ha indicado antes, no son necesariamente mejores que el método MCEF (ver Islam 1995). Dos de estos estimadores son el Método Generalizado de Momentos propuesto por Arellano y Bond (1991) y una variación de este, propuesto por Arellano y Bover (1995). El primer método consiste

¹³ Traducción propia.

¹⁴ No es intención de este trabajo hacer una revisión exhaustiva de los trabajos en este tema; sin embargo los estudios de Yao and Zhang (2001) Adabar (2004), Vergara et al. (2010) también hacen uso de esta metodología con resultados robustos a pesar de la diferencia en los países analizados (China, India y México) y en los períodos.

en reescribir el modelo tomando primeras diferencias, de este modo los efectos fijos son eliminados, evitando de esta forma su correlación con la variable dependiente rezagada. Adicionalmente, las primeras diferencias generan un término de error no correlacionado con la variable rezagada. De esta forma, se puede evitar el problema de endogeneidad y efectos individuales correlacionados. Por consiguiente, asumiendo un modelo de paneles dinámicos similar al propuesto en la ecuación tres y tomando sus primeras diferencias, daría lo siguiente:

$$y_{i,t} - \Delta y_{i,t-1} = (\alpha_i - \alpha_i) + (\eta_i - \eta_{i,t-1}) + \rho(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (5)$$

O equivalentemente,

$$\Delta y_{i,t} = \Delta \eta_t + \rho \Delta y_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

donde: $\Delta y_{i,t} = y_{i,t} - y_{i,t-1}$

En términos de la ecuación en (2) se obtiene:

$$\Delta y_{i,t} - \Delta y_{i,t-1} = \Delta \eta_t + b \Delta y_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

En la ecuación (7) la endogeneidad persiste, ya que la variable dependiente $\Delta y_{i,t-1}$ está correlacionada con el término de error $\Delta \varepsilon_{i,t}$ lo que produce un sesgo en el coeficiente estimado b . Para corregir este sesgo, se proponen variables instrumentales que no estén correlacionadas con el término de error, pero que estén correlacionadas con $\Delta y_{i,t-1}$. Entre las variables que no están correlacionadas con el término de error $\Delta \varepsilon_{i,t}$ pero sí lo están con $\Delta y_{i,t-1}$ se encuentran todos los rezagos de esta última; es decir, se pueden usar todos los rezagos disponibles empezando desde $\Delta y_{i,t-2}$. De la misma forma, es fácil observar que todos los instrumentos disponibles para $\Delta y_{i,t-2}$ son sus rezagos, comenzando desde $\Delta y_{i,t-3}$ y así sucesivamente.

El método generalizado de momentos puede ser aplicado en una o dos etapas. El estimador de una etapa es sugerido para la estimación de los coeficientes, a pesar de que es eficiente a medida que $T \rightarrow \infty$. Por otro lado, Arellano y Bond (1991) presentan evidencia de que con el estimador de dos etapas se obtienen varianzas sesgadas hacia abajo, lo que implicaría un error de tipo I. Por este motivo se usará el estimador de momentos generalizado de una etapa de Arellano y Bond (ABGMM), así como la variación de Arellano y Bover (AVGMM) para comprobar lo robusto de la especificación a distintos métodos econométricos.

4.3 Panel dinámico con efectos espaciales

El supuesto de independencia entre los países pareciera ser poco realista al momento de trabajar con regiones dentro de un país. El tener —entre otras variables— un mercado laboral y de bienes comunes, una misma moneda, y —en general— un mismo idioma y pocas diferencias culturales hace suponer una fuerte interacción entre las regiones. Del mismo modo, es de suponer que aquellas regiones que se encuentran más cercanas (en términos de distancia) tendrán mayor interacción. Ahora bien, si la interacción entre regiones es una variable significativa y no es incluida en las ecuaciones de convergencia, los resultados obtenidos tendrán el sesgo de omisión. Por consiguiente, mediante el uso de técnicas econométricas espaciales, se incluye una nueva ecuación que toma en cuenta estas interacciones.

Para capturar el efecto espacial entre los nueve departamentos de Bolivia, se ha creado una matriz de contigüidad espacial de primer orden de 9×9 que en adelante se llamará W . Esta es una matriz binaria compuesta por 1 o 0 dependiendo si los departamentos tienen límites en común, es decir el elemento $w_{i,j}$ de esta matriz W es uno si y solo si el departamento i es vecino del departamento j , caso contrario es cero; además, si el vecino del departamento j es el departamento i entonces el vecino del departamento i es el departamento j , lo que implica simetría en la matriz W . Adicionalmente, la diagonal principal de esta matriz es cero, ya que por definición un departamento no puede ser vecino de sí mismo; en otras palabras, los elementos $w_{i,i}$ son cero. Finalmente, esta matriz es normalizada de forma tal que la suma de cualquiera de sus filas es igual a la unidad. La normalización permite asignar igual ponderación espacial a los vecinos. Por ejemplo, si un departamento tiene 4 vecinos, cada vecino tendrá una ponderación de 0,25. Seguidamente, esta matriz es multiplicada por el vector correspondiente a la variable que se quiere ponderar espacialmente; el resultado es una nueva variable que ha sido ponderada espacialmente; por lo que sus valores representan el promedio de los vecinos del departamento i . La ecuación en cuestión puede ser representada mediante un modelo espacial de panel de Durbin (PSDM):¹⁵

$$\ln y_{i,t} = \alpha_i + \eta_t + \delta \ln y_{i,t-1} + \theta \sum_{j=1}^N w_{i,j} \ln y_{j,t-1} + \rho \sum_{j=1}^N w_{i,j} \ln y_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

¹⁵ Los modelos alternativos para el estudio de convergencia son el modelo con rezago espacial y el modelo con errores espaciales (Aroca & Bosch 2000).

donde $i = 1 \dots N$, $t = 1 \dots T$, ε representa el término de error ($\varepsilon \sim \text{MVN}(0, \sigma^2 I_n)$). Como se puede observar, la ponderación espacial de la variable dependiente introduce un factor de endogeneidad. Por tal motivo, se usarán estimadores de máxima verosimilitud para resolver esta ecuación.¹⁶

Es importante resaltar que el coeficiente ρ en la ecuación (8) puede adquirir un valor entre -1 y 1 e indica el nivel de correlación espacial de la variable dependiente. Por otro lado, si los coeficientes ρ y θ no fueran diferentes de cero, la ecuación en (8) sería idéntica a la ecuación en (4), por lo que estos coeficientes proporcionan un indicador del rol que cumple la dependencia espacial en la convergencia entre los departamentos de Bolivia. Finalmente, es necesario aclarar la interpretación de los resultados de la ecuación (8) especialmente los efectos directos e indirectos descritos por LeSage y Pace (2009). Para ello se reescribe la ecuación (8) en forma matricial:

$$Y = \Psi + \Gamma + Y_{t-1} \beta + W_T Y_{t-1} \theta + W_T Y \rho + \varepsilon \quad (9)$$

donde Y representa el logaritmo del PIB per cápita y $W_T = I_T \otimes W$, donde \otimes representa el producto de Kronecker, Ψ y Γ son vectores que capturan los efectos fijos y temporales respectivamente. Como se puede observar, el vector Y se encuentra en ambos lados de la ecuación, por lo que se puede reescribir de la siguiente forma:

$$Y - W_T Y \rho = \Psi + \Gamma + Y_{t-1} \beta + W_T Y_{t-1} \theta + \varepsilon \quad (10)$$

factorizando Y en el lado izquierdo se tiene la versión final:

$$Y = Z^{-1} (\Psi + \Gamma + Y_{t-1} \beta + W_T Y_{t-1} \theta + \varepsilon) \quad (10)$$

donde Z es una matriz de $NT \times NT$ compuesta por $(I_N - \rho W)$ en la diagonal principal y ceros en los otros elementos. Ahora bien, el efecto marginal en la variable Y de un cambio en la variable Y_{t-1} viene dado por $(I_N - \rho W)^{-1} (I_N \beta_k + W \theta_k)$. El término $(I_N - \rho W)^{-1}$ puede ser expandido de la siguiente forma $(I_N - \rho W)^{-1} = (I_N + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots)$. Esta expansión muestra que cada valor Y_{it} del vector Y depende no solamente de sus homólogos de la variable dependiente, sino que también depende de una combinación de los departamentos vecinos estandarizados por ρ así como vecinos de orden superior.

¹⁶ Adicionalmente se pueden usar estimadores Bayesianos.

En este contexto, el efecto directo puede ser interpretado como el cambio en la variable dependiente en el departamento i debido al cambio en una unidad de la variable independiente en el mismo departamento. Mientras que el efecto indirecto puede ser entendido como el efecto en la variable dependiente del departamento i debido al cambio promedio de una unidad de la variable independiente en los departamentos vecinos del departamento i .

4.4 Los datos

Los datos anuales del Producto Interno Bruto per Cápita nominal para los nueve departamentos de Bolivia durante el periodo 1988-2011 fueron extraídos de INE y UDAPE. Adicionalmente se usó el deflactor implícito del producto de cada uno de los departamentos para convertir los datos nominales a reales.

Es importante señalar que no todos los años fueron usados al momento de calcular las regresiones. Islam (1995) sugiere que se deben dividir los datos en intervalos de cinco años, de esta forma se disminuye la influencia de las fluctuaciones cíclicas de la economía, así como la correlación serial. Sin embargo, parece no haber consenso al momento de elegir los periodos de intervalos. Shioji (1997) sugiere usar intervalos de dos años, mientras que otros autores¹⁷ han usado intervalos de tiempo aún menores.

Durante la presente investigación se usaron intervalos de tiempo tanto de dos como de tres años por tres motivos. Primero, los datos cubren un periodo total de 24 años, por lo que usar intervalos de 5 años limitaría bastante la cantidad de observaciones. Segundo, al ser los departamentos de Bolivia importadores de tecnología (en oposición a innovadores), es inverosímil suponer que los *shocks* tecnológicos tardarían más de un par de años en ser adaptados por regiones vecinas. Finalmente, el tener distintos intervalos de tiempo —de dos y de tres años— permite comprobar cuan robustos son los resultados obtenidos. Los datos con intervalos de tres años empiezan en el año 1988, mientras que los que tienen intervalos de dos años empiezan en el año 1989.

4.5 Análisis de los resultados

La tabla 2 muestra los resultados para las estimaciones de datos de panel, sin tomar en cuenta el efecto espacial. La primera columna muestra los resultados con el método de momentos generalizados de Arellano-Bond, mientras que la segunda columna muestra los resultados obtenidos con el estimador Arellano-Bover. Finalmente, en la tercera columna se ven los resultados obtenidos

¹⁷ Tondl (1999) por ejemplo, usa datos anuales para analizar el tema de la convergencia en Europa.

mediante el uso de mínimos cuadrados con efectos fijos. Tres cosas que valen la pena mencionar. Primero, el valor del coeficiente j es en todos los casos positivo y estadísticamente diferente de cero, lo cual es un primer signo de convergencia entre los departamentos de Bolivia. Segundo, el método ABGMM —a diferencia del método AVGMM— presenta un p-valor en el test de Sargan que es bastante bajo, lo que parece indicar que los instrumentos usados en este caso no son estadísticamente los mejores. Tercero, y esto es, a consideración de esta investigación, lo más importante, que los resultados son robustos a distintos métodos econométricos, así como a distintos intervalos de tiempo. En este sentido, se puede observar que el beta implícito es en todas las estimaciones, muy cercano a seis, lo cual implica que la vida media, que es la mitad del tiempo que separa a las regiones de su estado estacionario, sea muy cercana a los 11,5 años.¹⁸

Por otro lado, al incluir los efectos espaciales se esperaría —al menos en teoría— que la velocidad de convergencia sea mayor, ya que la variable $\ln y_{i,t}$ es menos dependiente de su rezago. La tabla 3 muestra los resultados obtenidos, al incluir el efecto espacial usando distintos intervalos de tiempo. Tres conclusiones se pueden obtener de estos resultados. Primero, la dependencia espacial en el crecimiento del PIB departamental entre los departamentos de Bolivia no es estadísticamente significativa, lo cual a su vez indica que el efecto indirecto, es decir el efecto sobre el crecimiento de un departamento debido al crecimiento de los departamentos vecinos, es en el mejor de los casos estadísticamente no diferente de cero; un resultado que va de la mano con las conclusiones obtenidas por Montero (2013).¹⁹ Segundo, por lo explicado anteriormente, es de esperar que el valor del beta implícito no varíe mucho con respecto a los resultados de la tabla 2. Tercero, al observar la vida media se puede comprobar nuevamente que los valores obtenidos no están muy lejanos de los resultados mostrados en la tabla 2.

Tabla 2. Panel dinámico sin efectos espaciales

	(1)	(2)	(3)
	ABGMM	AVGMM	MCEF
<i>Intervalos de 3 años</i>			
$\ln(y_{t-1}) = \varphi$	0,838 (0.109)***	0,838 (0.109)***	0,836 (0,110)***
β implícito	5,9%	5,9%	6,0%
Test de Sargan (p-valor)	0,008	0,10	-
Observaciones	54	54	63

¹⁸ La vida media se calcula de la siguiente forma: $-\ln(2) / \ln(1-\beta)$

¹⁹ Para ser más precisos Montero (2013) obtiene resultados negativos o estadísticamente no diferentes de cero.

	(1)	(2)	(3)
	ABGMM	AVGMM	MCEF
Vida media	11,4	11,4	11,2
<i>Intérvalos de 2 años</i>			
$\ln(y_{t-1}) = \varphi$	0,889 (0,045)***	0,889 (0,045)***	0,904 (0,045)***
β implícito	5,9%	5,9%	5,0%
Test de Sargan (p-valor)	0,001	0,10	-
Observaciones	90	90	99
Vida media	11,4	11,4	13,5

Nota: Los valores entre paréntesis son los errores típicos. *** Significativo al 1%. ** Significativo al 5%. ***Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración de los autores.

Tabla 3. Panel dinámico con efectos espaciales

	(1)	(2)
	Intervalos de 3 años	Intervalos de 2 años
$\ln(y_{t-1}) = \beta$	0,842 (0,106)***	0,896 (0,056)***
$w_n \ln(y_{t-1}) = \theta$	0,324 (0,307)	0,138 (0,178)
$w_n \ln(y_t) = \rho$	0,179 (0,146)	0,107 (0,116)
Directo	0,869 (0,111)***	0,907 (0,055)***
Indirecto	0,566 (0,357)	0,249 (0,161)
Total	1,435 (0,409)	1,157 (0,177)
β implícito	4,7%	4,9%
Observaciones	63	99
Vida media	14,4	13,8

Nota: Los valores entre paréntesis son los errores típicos. *** Significativo al 1%. ** Significativo al 5%. ***Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración de los autores.

Una vez más se ha querido comprobar lo robusto de la especificación usando el promedio de los datos en lugar de un dato específico. Es así que —por ejemplo— al momento de usar intervalos de dos años, los primeros dos datos se encontrarían de la siguiente forma:

$$\ln y_{88,89} = \frac{(\ln y_{88} + \ln y_{89})}{2}$$

$$\ln y_{90,91} = \frac{(\ln y_{90} + \ln y_{91})}{2}$$

Los resultados para el panel dinámico sin efectos espaciales, usando los promedios, se pueden observar en la tabla 4. Al igual que en la tabla 2 el test de Sargan muestra que los instrumentos empleados en el método AVGMM son válidos, así también se observa que para la muestra de dos años, la velocidad de convergencia con el método de momentos generalizados es muy similar a los valores obtenidos en la tabla 2.

Tabla 4. Panel dinámico con efectos espaciales basado en promedios

	(1)	(2)	(3)
	ABGMM	AVGMM	MCEF
<i>Promedios de 3 años</i>			
$\ln(y_{t-1}) = \varphi$	0,804 (0,134)***	0,804 (0,134)***	0,879 (0,084)***
β implícito	7,2%	7,2%	4,3%
Test de Sargan (p-valor)	0,003	0,19	-
Observaciones	54	54	63
Vida media	9,3	9,3	15,77
<i>Promedios de 2 años</i>			
$\ln(y_{t-1}) = \varphi$	0,892 (0,056)***	0,892 (0,056)***	0,924 (0,051)***
β implícito	5,7%	5,7%	4,0%
Test de Sargan (p-valor)	0,000	0,221	-
Observaciones	90	90	99
Vida media	11,78	11,78	17,19

Nota: Los valores entre paréntesis son los errores típicos. *** Significativo al 1%. ** Significativo al 5%. ***Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración de los autores.

Tabla 5. Panel dinámico sin efectos espaciales basado en promedios

	(1)	(2)
	Promedios de 3 años	Promedios de 2 años
$\ln(y_{t-1}) = \beta$	0.842 (0.106)***	0.918 (0.053)***
$w_n \ln(y_{t-1}) = \theta$	0.324 (0.307)	0.136 (0.173)
$w_n \ln(y_t) = \rho$	0.179 (0.146)	0.109 (0.114)

	(1)	(2)
	Promedios de 3 años	Promedios de 2 años
Directo	0.870 (0.110)***	0.924 (0.050)***
Indirecto	0.566 (0.356)	0.259 (0.151)
Total	1.435 (0.409)	1.184 (0.166)
β implícito	4.6%	4.0%
Observaciones	63	99
Vida media	14.58	17.18

Nota: Los valores entre paréntesis son los errores típicos. *** Significativo al 1%. ** Significativo al 5%. ***Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración de los autores.

En cuanto a los resultados con variables espacialmente ponderadas, se puede notar el mismo patrón de comportamiento que en los resultados anteriores (tabla 5). Es decir, la dependencia espacial no es estadísticamente diferente de cero, igual que el efecto indirecto. Además, el beta obtenido en los resultados con promedios de tres años es casi idéntico al obtenido en la tabla 3. En cuanto a los resultados con promedios cada dos años, la velocidad de convergencia difiere en menos de un punto porcentual en relación con su par en la tabla 3, lo que muestra lo robusto de nuestras estimaciones.

5. Conclusiones

Este trabajo analiza el fenómeno de la convergencia en el PIB per cápita de los departamentos de Bolivia durante el periodo 1988-2011. Para ello se usan modelos de datos de panel dinámicos y distintos estimadores como el método de momentos generalizados de Arellano-Bond y Arellano-Bover, mínimos cuadrados con efectos fijos y estimadores de máxima verosimilitud para analizar el efecto espacial.

Los resultados presentan evidencia estadística de que los departamentos de Bolivia se mueven hacia un estado estacionario de convergencia beta condicionada. Como se puede inferir de las regresiones, la velocidad de convergencia varía según el modelo que se use, sin embargo esta se mueve entre 4% y 7,2%. Sin embargo, lo que más llama la atención es que la inclusión de variables espacialmente ponderadas no aumenta la velocidad de convergencia como predice la teoría, es más, los resultados muestran una disminución de esta. Esto puede deberse a que la dependencia espacial en el PIB per cápita entre los departamentos de Bolivia es —en el mejor de los casos— estadísticamente no diferente

de cero. Estos resultados son robustos a los distintos estimadores, así como a cambios en la especificación de los datos.

Al mismo tiempo, se observa que la convergencia beta no viene acompañada por convergencia sigma, lo que podría explicarse por la heterogeneidad entre los departamentos de Bolivia, lo que originaría *clubes de convergencia*.

La evidencia econométrica permite inferir que las implicaciones para la política económica podrían girar en torno a la integración de los mercados regionales, por medio de más y mejor infraestructura que viabilice el comercio y las comunicaciones entre las diferentes regiones del país. Adicionalmente, la posibilidad de que existan *clubes de convergencia* sugiere llevar adelante políticas regionales focalizadas a la raíz de las diferencias regionales.

Referencias

- Adabar, K. (2004). Economic growth and convergence in India. Working Paper, Institute for Social and Economic Change.
- Amemiya, T. (1967). "A Note on the Estimation of Balestra-Nerlove Models". Technical Report No. 4, Institute for Mathematical Studies in Social Sciences, Stanford University.
- Arbia, G. (2006). *Spatial Econometrics: Statistical Foundations and Applications to Regional Convergence*. New York: Springer-Verlag.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, vol. 58(2), 277-297.
- Arellano, M., & O. Bover (1995). Another look at the instrumental variables estimation of error-components models. *Journal of Econometrics* 68, 29-51.
- Aroca, P. & Bosch, M. (2000). Crecimiento, Convergencia y Espacio en las Regiones Chilenas: 1960-1998. *Estudios de Economía*, 27, 199-224.
- Barro, R. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106(2), 407-443.
- Barro, R. (2008). *Macroeconomics. A Modern Approach*. Masanchoio: Thomson South-Western.
- Barro, R. & X. Sala-i-Martin (1991). Convergence across States and Regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 107-182.
- Barro, R. & X. Sala-i-Martin (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2), 223-251.
- Baumol, W. (1986). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. *American Economic Review*, 76(5), 1072-1085.
- Carree, M. & L. Klomp (1997) Testing the Convergence Hypothesis: A Comment. *The Review of Economics and Statistics*, 79(4), 683-686.

- Cuervo, L. M. (2003). *Evolución reciente de las disparidades económicas territoriales en América Latina: estado del arte, recomendaciones de política y perspectivas de investigación*. Santiago de Chile: ILPES-CEPAL.
- Domar, E. (1946). "Capital expansion, rate of growth and employment". *Econometrica*, 14, 137-147.
- Elías, V. (1995). Regional Economic Convergence: The case of Latin American Economies. *Estudios de Economía*, 22(2), 159-176.
- Furceri, D. (2005). β and σ -convergence: A Mathematical Relation of Causality. *Economics Letters*, 89, 212-215.
- Galvis, L. & A. Meisel (2012). Convergencia y trampas espaciales de pobreza en Colombia: Evidencia reciente. *Documentos de trabajo sobre Economía Regional*, 77, Banco de la República.
- Gaulier, G., C. Hurlin & P. Jean-Pierre (1999). Testing Convergence: A Panel Data Approach, *Annales d'Economie et de Statistique*, (55-56), 411-428.
- Harrod, R. F. (1939). An Essay in Dynamic Theory. *Economic Journal*, 49, 14-33.
- Hauk, W. and R. Wacziarg (2009). A Monte Carlo study of growth regressions. *Journal of Economic Growth*, Springer, 14(2), 103-147.
- Helpman, E. (2004). *El Misterio del Crecimiento Económico*. Barcelona: Antoni Bosch.
- Higgins, M., D. Levin & A. Young (2008). Sigma Convergence versus Beta Convergence: Evidence from U.S. County-Level Data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(5), 1083-1093.
- Islam, N. (1995). Growth empirics: A panel data approach. *Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1127-1170.
- Islam, N. (2000). Small Sample Performance of Dynamic Panel Estimators in Estimating the Growth Convergence Equation: a Monte Carlo Study. *Advances in Econometrics*, 15, 317-339.
- Islam N. (2003). What have We Learnt from the Convergence Debate? *Journal of Economic Surveys*, Wiley Blackwell, 17(3), 309-362.
- LeSage, J. & K. Pace (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Ciudad: Taylor & Francis Group.
- Lucas, R. (1988). On the Mechanics of Development Planning. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- Machicado, C. G., O. Nina & L.C. Jemio (2012). *Factores que inciden en el crecimiento y desarrollo en Bolivia. Análisis nacional y regional (1989-2009)*. La Paz: INESAD, Fundación PIEB.
- Maddison, A. (1982). *Phases of Capitalist Development*. Cambridge Oxford University Press.
- Mankiw, N. Gregory, David Romer, & David Weil (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, CVII, 407-437.

- Morales, R., E. Galoppo, L. C. Jemio, M. C. Choque & N. Morales (2000). Bolivia: Geografía y Desarrollo Económico. Inter-American Development Bank. *Research Network Working paper R-387*.
- Montero, Casto M. (2012). Inversión Pública en Bolivia y su Incidencia en el Crecimiento Económico: un Análisis desde la Perspectiva Espacial. *Revista de Análisis*, Banco Central de Bolivia, vol. 16, 31-57.
- Ramírez, J. C., I. Silva & L. M. Cuervo (2009). *Economía y territorio en América Latina y el Caribe. Desigualdades y políticas*. Santiago de Chile: CEPAL.
- Romer, Paul (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
- Sandoval, F. (2003). *Situación, tendencias y perspectivas de la convergencia regional en Bolivia 1980-1997*. La Paz: Banco Central de Bolivia.
- Sala-i-Martin, X. (2000). *Apuntes de Crecimiento Económico* (2ª edición). Barcelona: Antoni Bosch.
- Shioji, E. (1997). It's Still 2%: Evidence on convergence from 116 years of the US States panel data. Economics Working Papers 236. Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra, Barcelona.
- Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- Soruco, Claudia F. (2011). Espacio, Convergencia y Crecimiento Regional en Bolivia: 1990-2012. Investigación en curso, Recuperado de <http://www.bcb.gob.bo/eeb/sites/default/files/paralelas5eeb/viernes/Economia%20regional%20B/Claudia%20Soruco.pdf>.
- Surinach, J., M. Artís, E. López & A. Sansó (1995). *Análisis Económico Regional. Nociones básicas de la Teoría de la Cointegración*. Barcelona: Antoni Bosch.
- Tondl, G. (1999). The changing pattern of regional convergence in Europe. *Review of Regional Research*, 19(1), 1-33.
- Urquiola, M., L. Andersen, E. Antelo, J. L. Evia & O. Nina (1999). "Geography and Development in Bolivia: Migration, Urban and Industrial Concentration, Welfare, and Convergence: 1950-1992," Research Department Publications 3085, Inter-American Development Bank, Research Department.
- Vázquez, A. (2005). *Las Nuevas Fuerzas del Desarrollo*. Barcelona: Antoni Bosch.
- Vergara R., J. Mejía & A. Martínez (2010). Crecimiento económico y convergencia regional en el Estado de México. *Paradigma Económico*. 2(1), 53-88.
- Warsh, David (2006). *El Conocimiento y la Riqueza de las Naciones. El enigma del crecimiento económico y su explicación moderna*. Barcelona: Antoni Bosch.
- Yao, Shujie, & Zongyi Zhang (2001). Regional Growth in China Under Economic Reforms. *The Journal of Development Studies*, 38(2), 167-186.

