

# SIGMA CONVERGENCIA, CONVERGENCIA BETA Y CONDICIONAL EN BOLIVIA, 1990-2011

*UNA APROXIMACIÓN ESPACIAL Y DE DATOS DE PANEL*

SIGMA CONVERGENCE, BETA AND CONDITIONAL CONVERGENCE IN  
BOLIVIA, 1990-2011

*APPROACH SPACE AND PANEL DATA*

Benigno Caballero Claure<sup>7</sup>

UNIVERSIDAD TÉCNICA DE ORURO

UNIVERSITY OF NEW MEXICO EEUU

&

Rolando Caballero Martínez<sup>8</sup>

UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS Y FINANCIEROS (CEMFI, MADRID  
ESPAÑA)

- **RESUMEN:** En este artículo se aborda la convergencia y divergencia departamental en Bolivia, desde 1990 hasta 2011, empleando las definiciones clásicas de sigma convergencia, beta convergencia y convergencia condicional, además de técnicas no paramétricas de uso frecuente, como las densidades de *kernel* y modelos panel dinámicos. Los resultados empíricos indican un aumento en la dispersión del ingreso per cápita para todo el periodo 1990-2011. Sin embargo, de manera robusta con los modelos econométricos de datos panel, se confirma un proceso de convergencia condicional significativo, solamente para el subperíodo 2000-2011. Además se revela la importancia del progreso tecnológico en el crecimiento económico de los departamentos del país.
- **Palabras clave:** Crecimiento Económico, datos panel, Convergencia

---

<sup>7</sup> **Correos electrónicos de los autores:** [b\\_caballero\\_c@hotmail.com](mailto:b_caballero_c@hotmail.com) ;  
[rcaballeromartinez@gmail.com](mailto:rcaballeromartinez@gmail.com); [roland.caballerom@comunidad.unam.mx](mailto:roland.caballerom@comunidad.unam.mx)

- **ABSTRACT:** In this paper is evaluated the convergence and divergence in department from Bolivia since 1990 to 2011, using the classic definitions of sigma convergence, beta convergence and conditional convergence, as well as, non-parametric techniques often used as kernel densities and dynamic panel models. Our empirical results indicate an increase in the dispersion of per capita income for the entire period 1990-2011. However with econometric models panel data a process of significant conditional convergence is accepted, only for the sub-period 2000-2011. Besides the importance of technological progress in economic growth in the country's departments it revealed.
- **Keywords:** Economic Growth, Panel Data, Convergence
- **Classification JEL:** F43, C33, O47
- **Recepción:** 01/02/2016 **Aceptación:** 04/03/2016

## 1. Introducción

En los últimos años uno de los aspectos del crecimiento económico que más ha influido en las discusiones, ha sido la convergencia económica. En estas discusiones se delibera la existencia de mecanismos que permitan a las regiones menos desarrolladas crecer más de prisa que las más desarrolladas y, en última instancia, alcanzarlas; o alternativamente si las regiones pobres tienden a ser más pobres y las ricas más ricas (divergencia regional o departamental). En este sentido, uno de los temas debatidos es sí las diferencias interregionales tienden a reducirse o aumentarse a mediano o largo plazo.

Para Bolivia, se han realizado diversos estudios de crecimiento económico y convergencia regional, sin embargo, son contados los trabajos que han abordado el tema tomando en cuenta el análisis espacial de la misma. Además, en los trabajos mencionados generalmente se trabaja con la técnica de datos panel tradicional para probar

convergencia<sup>7</sup>, en cambio en la presente investigación, se realiza un breve análisis espacial de la convergencia y divergencia departamental, además se aplican técnicas de datos panel no tradicionales siguiendo la línea de (Cermeño R., 2001) para probar convergencia absoluta y condicional para el periodo 1990 al 2011.

Por lo tanto, en este trabajo, se plantea como objeto de estudio el cumplimiento de la hipótesis económica de convergencia absoluta y convergencia condicional para los nueve departamentos de Bolivia; asimismo, se emplean las estimaciones de datos panel no tradicional para probar la hipótesis señalada.

Por otra parte, se debe hacer hincapié que la metodología aplicada corresponde a datos panel balanceado, misma que incluye una muestra de los nueve departamentos que tiene Bolivia, para un periodo determinado (1990 a 2011), esto es, combina ambos tipos de datos (dimensión temporal y estructural). El principal objetivo de aplicar datos de panel, es capturar la heterogeneidad no observable: *i*) los efectos individuales específicos y *ii*) los efectos temporales; entre agentes económicos dado que esta heterogeneidad no se puede detectar solo con estudios de series temporales, ni tampoco con los de corte transversal (Mendoza y Quintana, 2008; Burdisso, 1997). La técnica de datos de panel permite disponer de un mayor número de observaciones incrementando los grados de libertad y reduciendo la colinealidad entre las variables explicativas y, en última instancia, mejorando la eficiencia de

---

<sup>7</sup>Este estudio se aplicará la metodología de datos panel para diferenciar y elegir entre convergencia absoluta y convergencia condicional para Bolivia, con la diferencia esencial que entre el modelo clásico y en el modelo dinámico de datos panel, recae en la naturaleza de las variables. Asimismo, mientras que el modelo clásico establece como variable explicada la tasa de crecimiento anual del PIB por habitante; sin embargo el modelo aplicado con datos panel tiene como variable dependiente el logaritmo natural del PIB por habitante.

las estimaciones econométricas (Hsiao, 1986). A continuación, se formula la siguiente pregunta de investigación:

*¿Dada la coyuntura favorable que ha favorecido a Bolivia en los últimos años y los buenos precios de las materias primas que se exporta a países vecinos, en Bolivia durante el periodo 1990-2011, se habrá cumplido la hipótesis económica de convergencia absoluta y condicional?*

La hipótesis de trabajo se vincula a la pregunta planteada, por tanto:

*El crecimiento económico de los departamentos de Bolivia en el periodo de 1990 al 2011 se caracteriza por un proceso de convergencia condicional moderado y además por razones teóricas la convergencia absoluta no se cumplirá<sup>8</sup>.*

En consecuencia, el documento se encuentra estructurado de la siguiente manera: en la primera sección se brinda una breve introducción del tema, así como la formulación del planteamiento del problema y su hipótesis; la segunda sección se describe y se aplica con datos de los departamentos de Bolivia, las medidas de disparidades económicas departamentales dinámicas, asimismo se estiman modelos panel y pruebas de hipótesis para comprobar nuestra hipótesis de investigación; La tercera sección discute y contrasta los distintos resultados obtenidos, con las distintas metodologías aplicadas a lo largo de nuestro trabajo de investigación. Finalmente, en la última sección se muestran las conclusiones finales de los resultados.

---

<sup>8</sup> Barro y Sala i Martín (1990, 1991, 1992 y 2004) han establecido que la convergencia absoluta supone que todas las regiones son iguales en el sentido de que disponen de las mismas preferencias, tecnologías e instituciones. Lo cual consideran es muy difícil que se cumpla, por ello propusieron el concepto de convergencia condicional incorporando un cierto número de variables adicionales que den cuenta de las diferencias en estado estacionario.

## 2. Medidas de Disparidades Económicas Departamentales: Dinámicas

Cuando se habla de convergencia económica regional, se está refiriendo a la tendencia que existe a que los niveles de PIB per cápita de las regiones se igualen en el tiempo. La literatura ha establecido dos tipos de convergencia, o mejor, dos conceptos de convergencia económica, tipo beta y tipo sigma. El primero, tipo beta-convergencia, que establece la relación inversa que existe entre la tasa de crecimiento del nivel inicial de PIB per cápita. Por su parte, el tipo sigma, o sigma-convergencia indica la relación que existe entre la dispersión del ingreso per cápita y el tiempo.

### 2.1 Convergencia tipo sigma

Entre un grupo de entes territoriales existe una tendencia a la convergencia tipo sigma si la dispersión del PIB per cápita entre los mismos tiende a reducirse en el tiempo (Cuadrado, 1998; Azzoni, 1995; Mendoza, 2006; Valdivia, 2007, Asuad y Quintana., 2010). Esta dispersión suele medirse mediante la desviación estándar muestral, o bien mediante el coeficiente de variación. Así pues, lo que se estudia es el comportamiento de este estadístico a lo largo del tiempo. Cuando dicha dispersión muestra una tendencia a reducirse en el tiempo se afirma que se está produciendo convergencia sigma.

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \left\{ \ln(y_{i,t}) - \mu_t \right\}^2}$$

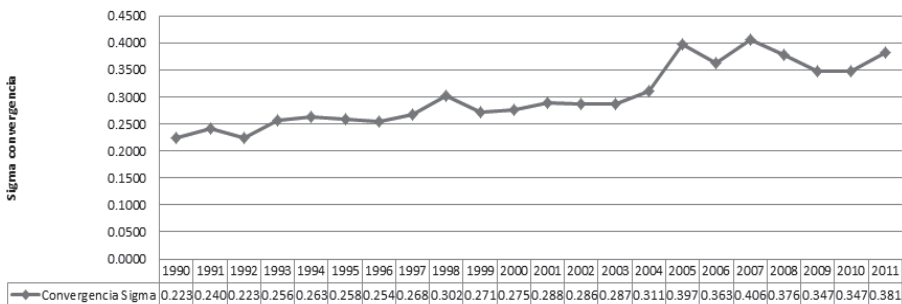
Dónde:  $y_{i,t}$ : PIB per cápita de la región  $i$  en el momento  $t$ ;  $N$ : número de departamentos muestreados;  $\sigma_t$ : sigma convergencia y  $\mu_t$ :

promedio de los PIB per cápita de los departamentos en el momento  $t$ . Por lo tanto, dependiendo de si el valor inicial de  $\sigma^2$  está por debajo o por encima de su valor de estado estacionario, la varianza irá creciendo o decreciendo en el tiempo. En otras palabras, se observará convergencia  $\sigma$  solamente en aquellos casos en que la varianza inicial esté por encima de la de estado estacionario.

A su vez, puede demostrarse (Barro y Sala-i-Martín, 1992) que los conceptos de convergencia  $\beta$  y  $\sigma$  están relacionados entre sí, si no hay convergencia  $\beta$  (es decir  $\beta < 0$  no se cumple) entonces la varianza del log  $(y_{i,t})$  crece continuamente en el tiempo. Por lo tanto, convergencia  $\beta$  es una condición necesaria, pero no suficiente, para la convergencia  $\sigma$ . Esto se puede mostrar en el siguiente caso: en un período de tiempo un grupo de regiones pobres crecen más que las ricas; pero en términos relativos y no absolutos, de tal manera que la dispersión se mantiene constante o incluso puede aumentar. En el caso anterior, se tiene convergencia  $\beta$  pero no convergencia  $\sigma$ .

GRÁFICA 2.1

**Convergencia Sigma**

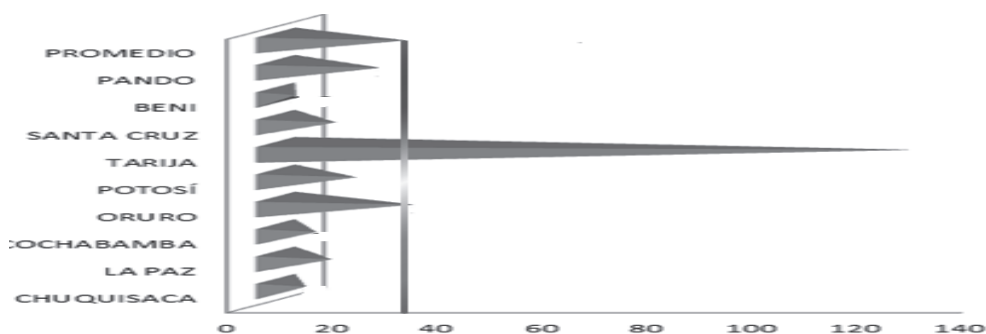


Elaboración propia de los autores con datos del INE-BOLIVIA

El Gráfico 2.1, muestra que la dispersión del PIB per cápita de los departamentos de Bolivia tiende a aumentar en el tiempo, esto quiere

decir que la brecha entre los departamentos ha aumentado y por lo tanto no existe convergencia tipo sigma ( $\sigma$ ). Esta tendencia puede ser consecuencia de la alta varianza del PIB per cápita de algunos departamentos, como ser Tarija y Oruro (véase gráfica 2.2) que han tenido grandes fluctuaciones de su PIBpc desde inicios de la década de los 90 hasta nuestros últimos años. Sin embargo, también se puede advertir que Trinidad y Chuquisaca han sido departamentos cuyos PIBpc no han variado casi mucho en los últimos 22 años<sup>9</sup>.

GRÁFICA 2.2 VARIANZA DEL PIBPC DE LOS DEPARTAMENTOS DE BOLIVIA



Elaboración propia de los autores con datos del INE-BOLIVIA

Este resultado es coherente con la teoría económica y más específicamente siguiendo los conceptos Sala-i-Martin (1996), ya que una condición necesaria para la existencia de convergencia ( $\sigma$ ), es la existencia de convergencia  $\beta$ , en tanto la existencia de convergencia  $\beta$  tiende a generar convergencia ( $\sigma$ ).

<sup>9</sup> Puede consultarse la base de datos del PIB per cápita a precios de mercado en bolivianos, de los departamentos de Bolivia, en la siguiente página web:

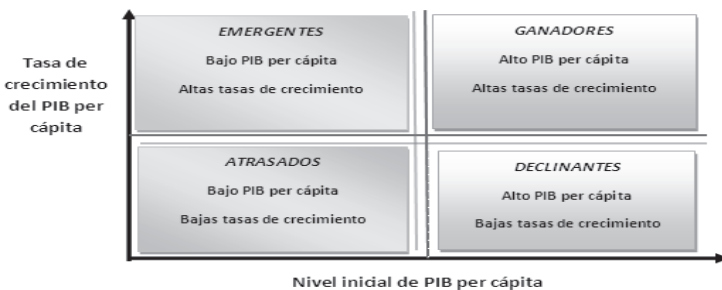
<http://www.ine.gob.bo/indice/general.aspx?codigo=40203>, de la misma se sustrajeron los datos para la elaboración de presente documento de investigación.

### 2.2 Convergencia tipo beta ( $\beta$ )

La convergencia beta se observa cuando se presenta una relación inversa entre la tasa de crecimiento de la renta per cápita y el nivel inicial de ésta, es decir, trata de contrastar si una situación de retraso relativo en un momento dado tiende a reducirse con el paso del tiempo. Definido de otra forma, este concepto de convergencia implica que, a largo plazo, si existe convergencia de este tipo, los departamentos más pobres crecen a una tasa mayor que los más ricos, de forma que todas las economías o departamentos tienden al mismo nivel y que podría denominarse estado estacionario, o lo que es lo mismo, trata de establecer si las áreas que parten de posiciones más retrasadas registran tasas de crecimiento mayores que las más adelantadas, de tal manera que se produzca un efecto de “*catching-up*”, (Mendoza, M. y Sánchez, A., 2008; y Esquivel, G., 1999).

Como análisis complementario de los cuadrantes de desempeño mencionados en esta sección, se realiza un esquema de cuadrantes de convergencia, el cual contiene cuatro cuadrantes de análisis, pero el análisis de ejes varía, ya que no se analiza el promedio sino el nivel inicial del PIB per cápita respecto a su tasa de crecimiento, (Valdivia, M., 2007).

GRÁFICA 2.3 ESQUEMA DE CUADRANTES DE RENDIMIENTO ECONÓMICO



Elaboración propia de los autores



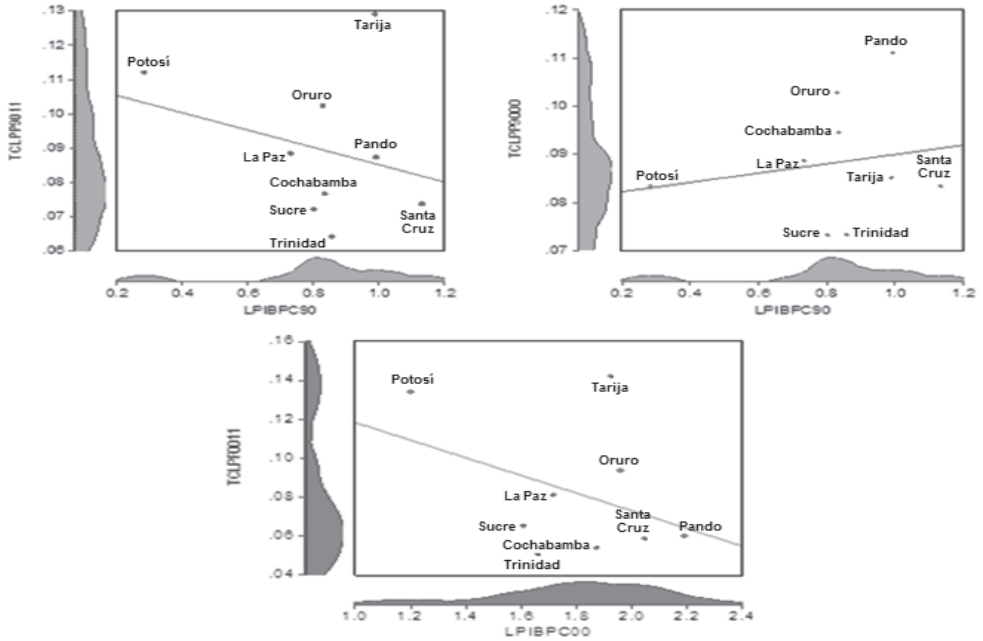
**Territorios Ganadores:** Regiones que han crecido por sobre la media nacional y que tienen productos per cápita también superiores a la media nacional.

**Territorios Convergentes:** En este cuadrante se ubican las regiones que han crecido por sobre la media nacional y que tienen productos per cápita inferiores a la media nacional. Se los ha denominado “convergentes” para hacer alusión al hecho de que están teniendo una buena dinámica de crecimiento y podrían estar convergiendo en el sentido de avanzar y alcanzar a las regiones más avanzadas.

**Territorios Estancados:** En éste cuadrante se ubican territorios que han crecido por debajo de la media nacional y cuyos productos per cápita también están por debajo del promedio nacional. Se los ha denominado “estancados” debido a que su bajo dinamismo económico los mantiene en una situación de mayor atraso y, por lo tanto, pueden ser considerados como territorios potencialmente perdedores”.

**Territorios Declinantes:** En este cuadrante se ubican las regiones o territorios que han crecido por debajo de la media nacional y que tienen productos per cápita superiores a la media nacional. Son territorios que tienen un comportamiento convergente, ya que tienen tasas de crecimiento inferiores a los territorios de menor PIB per cápita, por lo que están, de alguna manera, permitiendo que se cierren las brechas.

GRÁFICA 2.4 CONVERGENCIA BETA DE LOS DEPARTAMENTOS DE BOLIVIA (1990-2011 A LA IZQUIERDA ARRIBA, 1990-2000 A LA DERECHA ARRIBA Y 2000-2011 ABAJO)



Elaboración propia de los autores con datos del INE-BOLIVIA

Los resultados del análisis de convergencia sigma deben de complementarse con los de convergencia beta, dado que ésta es condición necesaria del comportamiento de la convergencia sigma.

El análisis de convergencia beta de los departamentos de Bolivia, envase a la teoría relaciona en forma inversa al crecimiento del ingreso en un periodo de tiempo con el ingreso inicial, lo que implica gráficamente para su existencia una asociación directa con pendiente negativa.

En el caso de los departamentos en el periodo de estudio, el crecimiento per cápita en el largo plazo (1990-2011) muestra una relación lineal negativa con el Pib real per cápita del año 1990, lo que implica inicialmente la presencia de convergencia absoluta entre los

departamentos del país como se muestra en el gráfico 2.4. Pero, el ajuste de los datos a una línea recta con pendiente negativa es muy pobre, por lo mismo se puede afirmar que no existe un proceso de convergencia absoluta para el periodo 1990-2011.

Sin embargo, en los dos gráficos siguientes, para los dos sub-periodos, vemos dos procesos opuestos; en el gráfico 2.4 (abajo) se aprecia claramente que de 2000 a 2011 hay una asociación negativa entre el PIBpc de 2000 y la tasa de crecimiento del periodo, pero, dicha asociación es también no significativa. Por último, en el gráfico 2.4 (derecha y arriba) se muestra que de 1990 a 2000 el ajuste lineal que podría darse es en torno a una recta con pendiente positiva.

### 2.3 Distribución de kernel

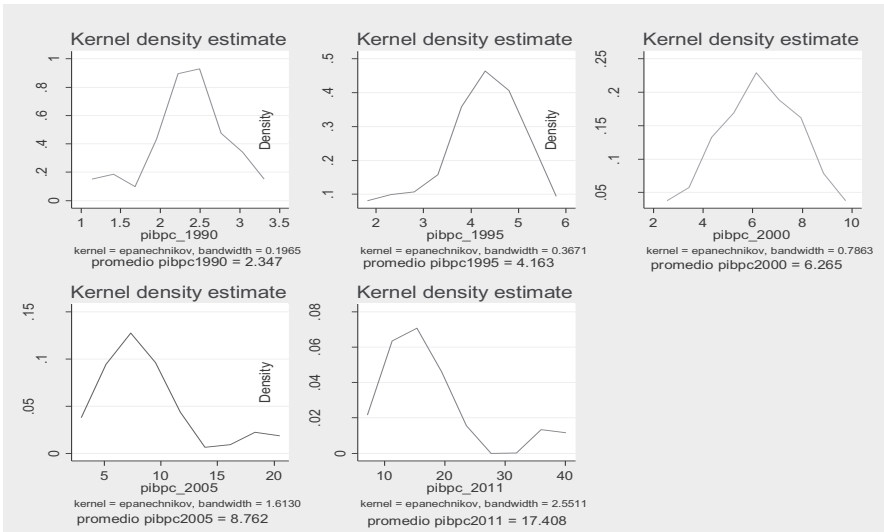
Se evidencia, en la gráfica de las densidades<sup>10</sup>, un proceso de incremento del ingreso per cápita que hace que las distribuciones se muevan a la derecha con el tiempo<sup>11</sup>; así también se distingue un aumento en el número relativo de departamentos con ingresos más altos, pero que tiende a atenuarse en el último año.

---

<sup>10</sup> Kernel se refiere a una técnica para elaborar gráficos, en la cual los datos están sopeados, es decir, se brinda mayor importancia a los datos alrededor de un cierto valor y menor a medida que nos alejamos de este, de tal manera que se aplica mayor peso a los datos próximos al punto del percentil y menor a medida que se alejan (kernel density estimation)

<sup>11</sup> La misma también se puede advertir en el hecho de que el promedio del PIBpc va aumentando a medida que pasa el horizonte de pronóstico

GRÁFICA 2.5 DISTRIBUCIÓN DE KERNEL DEL PIBPC



Elaboración propia de los autores con datos del INE-BOLIVIA

### 2.4 Metodología de datos panel para evaluar convergencia

En este apartado, se aplicará la metodología de datos panel para diferenciar y elegir entre convergencia absoluta y convergencia condicional para Bolivia, pero con la diferencia esencial que entre el modelo clásico y el modelo dinámico de datos panel que se estima recae en la naturaleza de las variables.

Asimismo, mientras que el modelo clásico establece la tasa de crecimiento anual del PIB por habitante como variable explicada, el modelo estimado con datos panel tiene como variable dependiente el PIB por habitante.

Por otra parte, mientras que en el modelo clásico el nivel inicial de PIB por habitante es la variable independiente, en el modelo aplicado la evolución del PIB esta explicada por el producto por habitante del periodo anterior, cabe recalcar que esta metodología fue utilizada por

Cermeño( 2001).

Adicionalmente, quienes han aplicado el modelo clásico realizan regresiones con MCO, utilizando datos de sección cruzada, mientras que en el presente trabajo, se utiliza la técnica de datos panel.

Consideremos el modelo dinámico de datos panel con efectos individuales (MIE)<sup>12</sup>:

$$y_{it} = \delta_i + \beta y_{it-1} + \pi t + \gamma_{it}, \mathbf{i} = \mathbf{1}, \dots, \mathbf{N}; \mathbf{t} = \mathbf{1}, \dots, \mathbf{T}, \quad (1)$$

Dónde,  $i$  y  $t$  son las dimensiones de corte transversal y temporal respectivamente,  $\beta$  es el parámetro autoregresivo.  $\delta_i$ , son efectos específicos individuales y  $\pi t$  representa la tendencia temporal. El término de error  $\gamma_{it}$  se asume independiente e idénticamente distribuido (*iid*), con media cero y varianza  $\sigma_{\mu}^2$ . Los efectos específicos a cada corte transversal podrían ser fijos o aleatorios. En este último caso, éstos se distribuyen *iid* con media cero y varianza  $\sigma_{\mu}^2$ ;  $v$  no están correlacionados con el término  $\gamma_{it}$ . En el caso donde los efectos específicos a cada corte transversal ( $\delta_i$ ) son fijos e idénticos se obtiene:

$$y_{it} = \delta + \beta y_{it-1} + \pi t + \gamma_{it} \quad (2)$$

Este modelo es conocido como "modelo de datos agrupados" (MDA), o "pooled regression", (Mendoza & Sánchez, 2008). Considérese que  $y_{it}$ , representa el PIB por persona (en logaritmos) de la economía  $i$  en el periodo  $t$ . Bajo el supuesto:  $0 < \beta < 1$ . La ecuación (1) es consistente con

---

<sup>12</sup> Destacaremos que una ecuación de este tipo se puede derivar de una aproximación logarítmica del modelo de Ramsey alrededor de su estado estacionario, Cermeño, R. (2001). En nuestra investigación se evalúa el logaritmo del ingreso actual respecto al periodo anterior.

un proceso de convergencia condicional en el sentido de que las tasas de crecimiento ( $\Delta y_{it}$ ) tienden a alcanzar un valor común, aun cuando los niveles ( $y_{it}$ ) tienden hacia valores diferentes. Igualmente, esta ecuación implica que las desviaciones de  $y_{it}$  respecto a la tendencia común ( $\pi t$ ) tienden a desaparecer a lo largo del tiempo. La ecuación (2). En cambio, es consistente con convergencia absoluta. En este caso, el nivel y la tasa de crecimiento del producto por persona son igual para todas las economías<sup>13</sup>.

En el último caso (ecuación 2), todos los parámetros del modelo pueden estimarse consistentemente por mínimos cuadrados ordinarios (OLS). En el caso de efectos individuales fijos, representado por la ecuación (1), es posible utilizar variables "dummy" para modelar dichos efectos y estimar los parámetros del modelo por el método OLS. Este estimador se conoce como "estimador de mínimos cuadrados con variables dummy" (LSDV). o estimador "Within". Se sabe, sin embargo, que aun cuando este estimador es relativamente eficiente, su consistencia depende únicamente de la dimensión temporal ( $T$ ) del panel. Por tanto, dado un valor finito de  $T$ , el estimador LSDV es sesgado aún si  $N$  fuese infinitamente grande (Hsiao, 1986). Obviamente el sesgo será mayor mientras menor sea  $T$ . En el contexto previamente descrito, se puede probar las hipótesis de convergencia absoluta o condicional utilizando conjuntamente la prueba de (Breusch y Pagan, 1980) y la prueba  $F$  por efectos fijos. La prueba de multiplicador de Lagrange elaborada por Breusch- Pagan conocida como "prueba de efectos aleatorios" tiene la forma:

---

<sup>13</sup> En ambos modelos se incluye una tendencia temporal, el mismo que representa el crecimiento tecnológico. Si no se incluyera la tendencia, en estos modelos implicaría que la tasa de crecimiento del PIBpc sería nulo en el largo plazo.

$$LM_{BP} = \left\{ \frac{NT}{2(T-1)} \right\} \left\{ \frac{S_1}{S_2} - 1 \right\}^2. \quad (3)$$

$$S_1 = \sum_{i=1}^N \left( \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \right)^2 \quad \text{y} \quad S_2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}^2.$$

Los términos  $\varepsilon_{it}$  son los residuales del modelo MDA estimado por el método OLS. El estadístico  $LM_{BP}$ , se distribuye asintóticamente  $\chi^2_{(1)}$ . Estrictamente, la hipótesis nula de esta prueba es  $H_0: \sigma_\mu = 0$ , y corresponde al caso donde los efectos específicos a cada corte transversal ( $\delta_i$ ) no existen y por tanto el modelo MDA es válido. Este resultado correspondería al caso de convergencia absoluta.

De otro lado la prueba  $F$  se define como:

$$F = \left[ \frac{S_2 - S_3}{S_3} \right] \left[ \frac{(N-1)}{(NT - N - T - 1)} \right] \quad (4)$$

En este caso,  $S_3$ , es la suma de residuales al cuadrado en el modelo MEI utilizando el estimador LSDV. El término  $S_2$ , ha sido definido antes como la suma de residuales al cuadrado en el modelo MDA. Utilizando el estimador OLS. La prueba  $F$  intenta verificar la hipótesis:  $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_N$ . A'. Otra formulación de esta hipótesis es  $H_0: \alpha_i = 0, i = 1, \dots, N-1$ , en la que  $\alpha_i$  es la desviación de los respectivos efectos individuales ( $\delta_i$ ) respecto a un intercepto común en el modelo. En cualquiera de los casos anteriores, si esta hipótesis nula es válida, no existen efectos fijos, lo que correspondería al caso de convergencia absoluta. En caso que  $H_0$  sea rechazado, se tendrá evidencia a favor de convergencia condicional.

Las pruebas anteriores pueden implementarse de manera conjunta para discriminar entre las hipótesis de convergencia absoluta y condicional. Si ambas pruebas (LM y F) resultan ser significativas se puede concluir a favor de convergencia condicional. En cambio si ambas pruebas no son significativas, se puede concluir a favor de la hipótesis de convergencia absoluta.

Este mismo análisis de panel es utilizado por (Cermeño, 2001) y según el mismo autor la pregunta es qué ocurriría si las pruebas mencionadas arrojan resultados opuestos. Existirían dos casos posibles: i)  $F_{ef}$  no sea significativa y  $LM_{bp}$  sea significativa y ii)  $F_{ef}$  sea significativa y  $LM_{bp}$  no sea significativa. En el primer caso no se podría concluir, debido a que por un lado no hay efectos fijos y se acepta el modelo MDA (convergencia absoluta) y por otro lado la prueba LM rechaza el modelo MDA en favor de un modelo de efectos individuales aleatorios. En el segundo caso, por un lado existen efectos fijos significativos, lo cual va con la convergencia condicional (Modelo MEI), y por otro lado no hay efectos aleatorios significativos y por tanto se concluye en favor del modelo MDA, el cual implica convergencia absoluta. Esta aparente contradicción se puede resolver en favor de la convergencia condicional, puesto que la prueba  $F_{ef}$  rechaza explícitamente el modelo MDA en favor del modelo MEI.

Es importante recalcar que la metodología anterior supone que los paneles dinámicos son estacionarios, es decir que el parámetro  $\beta$  esta entre cero y uno. Estrictamente, las pruebas anteriores implican que la hipótesis nula es la convergencia absoluta y la hipótesis alternativa es la convergencia condicional, pero también se podría dar la situación de no convergencia, cuando  $\beta=1$  por lo tanto la correcta medición del



parámetro es de vital importancia para concluir o no a favor de la convergencia<sup>14</sup>.

En el cuadro 2.1 se presenta los resultados de estimación y pruebas de hipótesis. Para el periodo (1990-2011) y los sub-periodos (1990-2000 y 2000-2011), los resultados obtenidos para el parámetro autoregresivo (correspondientes a la variable "PIB" per cápita (-1)), aparentemente son consistentes con convergencia absoluta (modelo MDA) y también con convergencia condicional (modelo MEL). Sin embargo, las pruebas sugeridas para discriminar entre ambas hipótesis favorecen la hipótesis de convergencia condicional, aunque la evidencia no es muy sólida, debido a que el parámetro autoregresivo de la variable "PIB" per cápita (-1) es cercano a la unidad, tanto en el modelo sin corrección (cuadro 2.1, periodo 1990-2011) y el modelo corregido (cuadro 2.2, periodo 1990-2011). Específicamente, la prueba LM (Breusch-Pagan) no se rechaza hipótesis de que existan efectos individuales al 5% de significancia. Por otro lado, la prueba  $F$  por efectos fijos también no se rechaza hipótesis de que dichos efectos existan a niveles de significancia del 5%. Se puede concluir entonces que para un nivel de significancia de aproximadamente 5%, ambas pruebas rechazan la hipótesis de convergencia absoluta a favor de convergencia condicional<sup>15</sup>, aunque hay que reconocer que este hallazgo de convergencia condicional para el periodo 1990-2011 es cuestionable, debido a que el parámetro autoregresivo de la variable "PIB" per cápita (-1) es muy cercano a la unidad, y la misma estaría

---

<sup>14</sup> Es decir, en el caso de que nuestros paneles dinámicos tengan problemas de autocorrelación serial, autocorrelación contemporánea y/o heterocedasticidad, las mismas deben ser solucionados, para obtener estimadores MELI

<sup>15</sup> Hay que recalcar que el modelo del (cuadro 2.1 periodo 1990-2011), si bien no se rechaza que existe convergencia condicional, este modelo para dicho periodo tiene enfermedades de: autocorrelación contemporánea, autocorrelación serial y heteroscedastidad, que dichas enfermedades son tratadas con la metodología PCSE y FGLS para obtener estimaciones correctas (cuadro 2.2, periodo 1990-2011).

indicando tal vez un proceso de divergencia.

En los casos de las muestras (1990-2000 y 2000-2011) se obtienen resultados en apariencia contradictorios. Por un lado, el modelo (cuadro 2.1, periodo 1990-2000) el parámetro autoregresivo del PIBpc es igual a la unidad, la misma que indicaría un proceso de divergencia en este periodo. Sin embargo, el modelo panel dinámico para el periodo 2000-2011, las pruebas LM aceptan la hipótesis alternativa de que hay efectos aleatorios.

De otro lado, las pruebas de F indican que hay efectos individuales significativos (modelo de efectos fijos) y la prueba de Hausmann indica que el modelo de efectos fijos es el elegido, al mismo tiempo el parámetro autoregresivo de la variable "PIB" per cápita (-1) del periodo 2000-2011 está en torno a 0.8 (cuadro 2.2, periodo 2000-2011), y la misma estaría confirmando con un elevado grado de significancia del 1% (99% de confianza) de que existe un proceso de convergencia condicional para este último subperíodo.

Como se dijo antes, estas últimas pruebas evalúa explícitamente la validez del modelo de datos agrupados MDA (hipótesis nula) versus el modelo de efectos individuales MEI (hipótesis alternativa), y por tanto de acuerdo a los distintos periodos se puede concluir ya sea en favor del modelo MEI que indica convergencia condicional o el modelo MDA que indica convergencia absoluta.

Si se utilizan modelos de crecimiento exógeno, se podría argumentar que durante todo el periodo 1990-2011 los departamentos bolivianos han experimentado un proceso de crecimiento tecnológico continuo no significativo para todo el periodo (los coeficientes de la tendencia temporal (Tiempo) son positivos en ambos casos), mientras que para el primer subperiodo 1990-2000 podríamos afirmar que se ha

experimentado un proceso de decrecimiento tecnológico continuo significativo al 99% de confianza y por último para el periodo 2000-2011 confirmamos que los departamentos de Bolivia ha experimentado un proceso de crecimiento tecnológico continuo significativo al 99% de confianza.

Otra posibilidad es que la dinámica de crecimiento de los departamentos de Bolivia esta mayormente relacionada a las políticas económicas implementadas por los distintos gobiernos en función de turno, también está altamente influenciado por los recursos naturales no renovables que dispone cada región (caso de Tarija, con el tema del gas natural) y por la coyuntura económico-social de Bolivia y el mundo que ha favorecido o desfavorecido en distinto grado a cada una de las regiones (caso de Oruro y Potosí que en los años 2005 se ha visto favorecido por las buenas cotizaciones de los metales preciosos). Por otro lado, un asunto relacionado se refiere a los factores condicionantes en la convergencia. Al respecto debe señalarse que el enfoque utilizado en este trabajo se limita a investigar el tipo de convergencia que podrían seguir los departamentos y encuentra que el proceso de crecimiento de los departamentos es congruente con la hipótesis de convergencia condicional (las tasas de crecimiento están evolucionando hacia un valor común) especialmente para el periodo 2000-2011.

CUADRO 2.1 RESULTADOS DE ESTIMACIÓN Y PRUEBAS DE CONVERGENCIA

Variable dependiente: PIB per cápita	Modelo Pooled		Modelo Efectos Fijos		Modelo Efectos Aleatorios	
	Coeficiente	Valor Prueba	Coeficiente	Valor Prueba	Coeficiente	Valor Prueba
<b>Muestra 1990 - 2011</b>						
constante	0.099	0.000	0.127	0.000	0.104	0.001
tiempo	0.001	0.925	0.003	0.140	0.001	0.643
PIB per cápita(-1)	0.995	0.001	0.962	0.001	0.988	0.002
R <sup>2</sup>	0.984		0.982		0.995	
LM					3.544	0.043
F(8, 178)			3.29	0.021		
Test_Hausman			chi2(2) = 6.56 ; valor de probabilidad = 0.0345			
Test_Wooldridge_ autocorrelación serial			F(1, 8) = 11.790 Prob > F = 0.0089			
Test_Breusch-Pagan			chi2(36) = 219.613 Prob = 0.0000			
LM_correlación contemporánea						
Test_Wald modificado_Heterocedasticidad			chi2 (9) = 21.44 Prob>chi2 = 0.0109			
muestra	189		189		189	
<b>Muestra 1990 - 2000</b>						
constante	0.141	0.000	0.314	0.000	0.141	0.000
tiempo	-	0.000	0.014	0.008	-0.009	0.000
PIB per cápita(-1)	0.008		0.008		0.008	
PIB per cápita(-1)	1.005	0.000	0.806	0.000	1.003	0.000
R <sup>2</sup>	0.983		0.973		0.971	
LM					0.79	0.3742
F(8, 79)			1.76	0.097		
muestra	90		90		90	
<b>Muestra 2000 - 2011</b>						
constante	0.043	0.417	0.306	0.002	0.112	0.000
tiempo	0.009	0.000	0.024	0.000	0.013	0.001
PIB per cápita(-1)	0.994	0.008	0.831	0.001	0.951	0.000

R <sup>2</sup>	0.973	0.961	0.958	
LM			5.57	0.018
F(8, 88)		4.23	0.0003	
Test_Hausman		chi2(2) = 10.67 ; valor de probabilidad = 0.0048		
Test_Wooldridge_ autocorrelación serial		F(1, 8) = 4.661 Prob > F = 0.0829		
Test_Breusch-Pagan		chi2(36) = 115.445 Prob = 0.0000		
LM_correlación contemporánea				
Test_Wald modificado_Heterocedasticidad		chi2 (9) = 44.01 Prob > chi2 = 0.0000		
muestra	99	99	99	

Elaboración propia de los autores

CUADRO 2.2<sup>16</sup> RESULTADOS DE ESTIMACIÓN CORREGIDOS Y PRUEBAS DE CONVERGENCIA<sup>17</sup>

Variable dependiente:	Modelo Efectos Fijos PCSE		Modelo Efectos Fijos FGLS <sup>18</sup>	
	Coefficiente	Valor Probabilidad	Coefficiente	Valor Probabilidad
PIB per cápita				
<b>Muestra 1990 - 2011</b>				
tiempo	0.004	0.310	0.005	0.105
PIB per cápita(-1)	0.939	0.000	0.917	0.000
Pando	0.011	0.082	0.012	0.556

<sup>16</sup> Hacer notar que en el cuadro 2.2 se presentan los modelos de efectos fijos corregidos por los métodos PCSE y FGLS, ello debido a que el modelo de efectos fijos para el periodo (Muestra 1990 – 2011, cuadro 2.1) adolece de problemas de autocorrelación serial, correlación contemporánea y heterocedasticidad. Por su parte el modelo de efectos fijos para (Muestra 2000 – 2011, cuadro 2.1) adolece de problemas de correlación contemporánea y heterocedasticidad, más detalles se muestran en el anexo nro. 1.

<sup>17</sup> Para una introducción técnica, pero fácil de entender sobre las propiedades de FGLS y PCSE, ver: Nathaniel Beck, “Time-Series-Cross-Section Data: What Have We Learned in the Past Few Years?” *Annual Review of Political Science*, 4: 271-93 (2001).

<sup>18</sup> Hasta la fecha, el debate entre FGLS y PCSE continúa, y ya se han desarrollado algunos métodos econométricos alternativos. Para propósitos de esta investigación para Bolivia y como una forma de contribución a la metodología econométrica aplicada al caso de convergencia para Bolivia, vale la pena estimar ambos métodos y comparar resultados.

Beni	-0.048	0.095	-0.057	0.029
La Paz	-0.015	0.461	-0.022	0.251
Santa Cruz	-0.014	0.331	-0.015	0.319
Cochabamba	-0.025	0.152	-0.029	0.055
Oruro	0.009	0.566	0.007	0.658
Potosí	-0.019	0.662	-0.036	0.352
Chuquisaca	-0.043	0.128	-0.053	0.030
Tarija	0.042	0.039	0.045	0.057

R <sup>2</sup>	0.998	0.982
Prob > chi2	0.000	0.000
Wald chi2(10)	33823.65	5719.20
muestra	189	189

**Muestra 2000 - 2011**

tiempo	0.023	0.000	0.024	0.000
PIB per cápita(-1)	0.847	0.000	0.809	0.000
Pando	0.023	0.342	0.027	0.432
Beni	-0.095	0.015	-0.117	0.000
La Paz	-0.034	0.179	-0.048	0.011
Santa Cruz	0.070	0.035	0.085	0.027
Cochabamba	-0.056	0.012	-0.069	0.000
Oruro	0.088	0.036	0.064	0.052
Potosí	0.059	0.127	0.067	0.070
Chuquisaca	-0.079	0.027	-0.100	0.000
Tarija	0.144	0.000	0.156	0.000

R <sup>2</sup>	0.985	0.971
Prob > chi2	0.000	0.000
Wald chi2(10)	10347.37	27591.07
muestra	99	99

Elaboración propia de los autores

Se menciona que las pruebas de autocorrelación serial, autocorrelación contemporánea y heterocedasticidad para el modelo de efectos fijos, para los periodos 1990-2011 y 2000-2011, se encuentran en el anexo nro. 1: Ahora en el cuadro 2.2 se muestran los modelos de efectos fijos corregidos por los métodos PCSE y FGLS, véase a (Nathaniel Beck, 2001).

## 2.5 Estacionariedad en datos panel del PIB per cápita Departamental

Ante esta nueva perspectiva de modelización dinámica con datos de panel, se empezaron a desarrollar a principios de los 90 un importante conjunto de trabajos teóricos y empíricos. Tras una serie de documentos iniciales que abrieron camino en la exploración (Bhargava, Franzini y Narendranathan, 1982 ó Breitung y Meyer, 1994), el trabajo de Quah (1992 y 1994) fue uno de los primeros es sugerir formalmente, sobre la base del modelo expuesto anteriormente, un test simple de raíces unitarias y su utilidad en su aplicación a las teorías de crecimiento convergente en macroeconomía.

A continuación se revisa una prueba de raíz unitaria para paneles que se suelen utilizar en la práctica. En orden de aparición, tal vez uno de los primeros trabajos interesados en contrastar la existencia de raíces unitarias en paneles es el de (Levin y Lin, 1992) (LL)<sup>19</sup>. Estos autores consideran el modelo:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + z'_{it} \gamma + u_{it} \quad (5)$$

Donde  $i = 1, \dots, N$ ,  $t = 1, \dots, T$ , y  $z_{it}$  es el componente determinístico del modelo, que puede ser igual a cero (sin componente determinístico), uno (si el intercepto es igual para todos los individuos del panel),  $\mu_i$  (si el intercepto es específico a cada uno de los individuos del panel), o con una tendencia lineal. LL asumen que  $\rho_i = \rho$  para todo  $i$ , y

---

<sup>19</sup> Otro trabajo contemporáneo al de Levin y Lin (1992) es el de Quah (1994).

además que  $u_{it} \sim iid(0, \sigma_u^2)$ , aunque en el caso que el término de error presente correlación serial, el modelo puede ser transformado incluyendo retardos de la primera diferencia de las series incluidas en el panel.

Levin y Lin LL contrastan la hipótesis nula:

$$H_0: \rho = 1,$$

Contra la hipótesis alterna que cada una de las series individuales es estacionaria, es decir:

$$H_a: \rho < 1.$$

Es importante observar que en el modelo considerado por LL se impone la hipótesis de homogeneidad al asumir que  $\rho_i = \rho$ . LL proveen factores de estandarización necesarios para que el estadístico  $t$  resultante esté distribuido normalmente en el límite.

A continuación se presentan los resultados de las pruebas de raíces unitarias aplicadas al PIB per cápita departamental. El cuadro 2.3 muestra los resultados de las prueba de raíces unitarias, tanto para la serie en nivel como la serie en primeras diferencias. Los resultados indican que la primera diferencias de la serie es estacionarias, lo cual implica que las series en niveles son integradas de orden uno, es decir, son  $I(1)$ .



CUADRO 2.3 RESULTADOS DE LOS TESTS DE RAÍZ UNITARIA EN DATOS  
PANEL

	LnP		$\Delta(\text{LnPIB})$	
	Estadístico		Estadístico	Probabilidad
ADF - Fisher (Chi-cuadrado)	9.523	0.942	35.174	0.009
PP - Fisher (Chi-cuadrado)	17.316	0.502	91.791	0.000
Levin, Lin & Chu (t) Breitung	1.232	0.891	0.547	0.701
Im, Pesaran y Shin (Estadístico W)	1.570	0.942	-2.830	0.002
PP - Choi (Estadístico Z)	0.059	0.524	92.761	0.001
ADF - Choi (Estadístico Z)	1.672	0.953	35.453	0.002
<b>Heteroscedastic</b>				

\*/\*\*/\*\*\*: significativo al 95% y 99% de confianza; todas las pruebas incluyen intercepto individual y tendencia en proceso

Todas las pruebas de raíz unitaria en panel trabajan bajo la hipótesis nula de raíz unitaria; sin embargo solamente las pruebas de Hadri (Est. Z) y Heteroscedastic Consistent (Est. Z) trabajan bajo la hipótesis nula de estacionariedad. Las probabilidades de la prueba de Fisher fueron calculadas usando la distribución Chi-cuadrado asintótica, mientras las demás pruebas asumen normalidad asintótica.

Elaboración propia de los autores

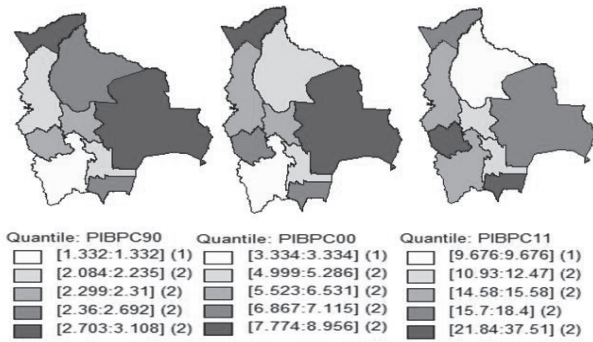
Este resultado tiene una implicación fuerte, e indica que el PIB per cápita departamental no es estacionario, es decir, que choques exógenos sobre el PIB per cápita departamental tienen un efecto permanente en su comportamiento de largo plazo. Adicionalmente, la no estacionariedad da un indicio de la existencia de no convergencia entre los PIB per cápita departamentales en Bolivia, lo que refuerza los resultados en el análisis de convergencia tipo sigma en la subsección anterior bajo las metodologías estáticas y dinámicas.

## 2.6 Clúster de riqueza relativo

Con la finalidad de tratar y observar la convergencia del PIBpc de acuerdo a grupos de riqueza relativa, Soruco (2011), y considerando que en el proceso de convergencia no participan por igual todas los departamentos, se agrupa a los nueve departamentos de Bolivia, de acuerdo a su nivel de PIBpc de la siguiente manera: hasta el segundo quintil los departamentos son considerados con PIBpc bajo (niveles de

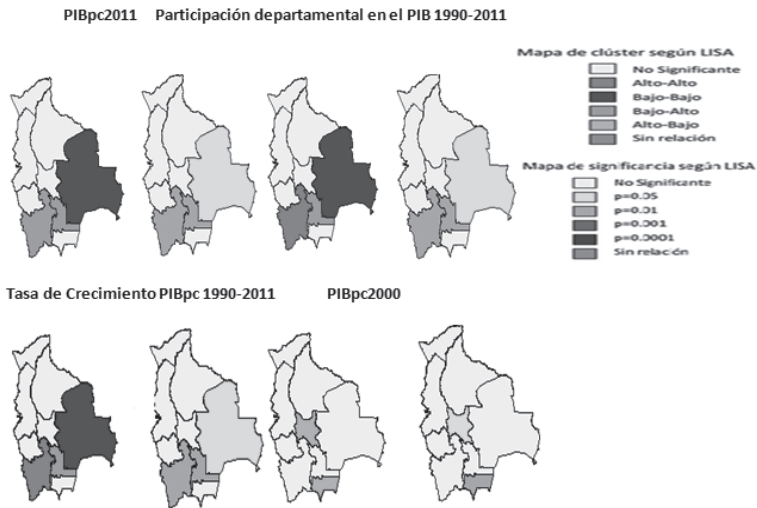
naranja claro), los que están comprendidos dentro del intervalo del tercer quintil son considerados con un PIBpc medio (color naranja medianamente claro), y los que están entre el cuarto y quinto quintil con PIBpc alto (niveles de color naranja oscuro). A modo de ejemplo en el presente gráfico, se observan los mapas por quintiles del PIBpc departamental, para los años 1990, 2000 y 2011.

GRÁFICA 2.6 CLÚSTER DE RIQUEZA RELATIVO



Elaboración propia de los autores con datos del INE-BOLIVIA

GRÁFICA 2.7 ANÁLISIS LISA, AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL LOCAL



Elaboración propia de los autores con datos del INE-BOLIVIA

Los indicadores locales de asociación espacial del análisis LISA, nos va a permitir una más estricta identificación de los *clusters* en su dimensión espacio-temporal, (Mendoza, M., 2006) y su respectiva significancia. Por ejemplo, con respecto a la gráfica 2.7 (izquierda, arriba) del PIBpc 2011, nos afirma que Potosí y Chuquisaca son los departamentos con el PIBpc más bajo, rodeado de departamentos de PIBpc altos (Ejemplos de departamentos con PIBpc 2011 elevados, se tenía los departamentos de Oruro y Tarija) y este resultado es significativo al 1% de significancia, asimismo en la misma gráfica 2.7 (izquierda, arriba) nos afirma que Santa Cruz en el año 2011 es uno de los departamentos con PIBpc bajo, rodeado de departamentos con PIBpc bajos.

Asimismo, con respecto a la tasa de crecimiento del PIBpc 1990-2011 la gráfica 2.7 (izquierda, abajo) nos afirma dos cosas, primero que el departamento de Potosí tiene una tasa de crecimiento del PIBpc alto y está rodeado de departamentos que tienen a su vez una tasa de crecimiento del PIBpc alto (Oruro y Tarija), segundo, que los departamentos de Chuquisaca y Santa Cruz tienen una baja tasa de crecimiento del PIBpc y están rodeados a su vez de departamentos con una elevada y baja tasa de crecimiento del PIBpc sucesivamente, al mismo tiempo este resultado es significativo al 5% de significancia para el departamento de Santa Cruz y al 1% de significancia para los departamentos de Chuquisaca y Potosí.

### **3. Hallazgos con distintas metodologías sobre la convergencia departamental en Bolivia**

Los resultados se muestran en la siguiente tabla:

CUADRO 3.1 RESULTADOS DE DISTINTAS PRUEBAS

TIPO DE INDICADOR	INDICADOR	CONVERGENCIA
DINAMICO	Beta	NO
	Sigma	NO
ESTACIONARIEDAD	Raíces	NO
	Unitarias	
Convergencia condicional		SI (2000-2011)

Elaboración propia de los autores

En general, se puede afirmar que las medidas dinámicas afirman que los departamentos de Bolivia, habrían aumentado su brecha de desigualdad en distinto grado, y también sugieren que no existe convergencia durante el periodo en estudio. Por su parte, las pruebas de estacionariedad en datos panel nos afirman que durante todo el periodo en estudio, la variable PIBpc no tiene un proceso de reversión a su media y por lo mismo se presenta raíces unitarias en la variable. Solamente, tomando en cuenta el concepto de convergencia condicional, se halla de manera robusta para el periodo 2000 al 2011, un proceso de convergencia condicional, que la misma es probada y aceptada por el modelo de datos panel (cuadro 2.2, periodo 2000-2011)

#### 4. Conclusiones

En este trabajo se caracterizó el proceso de convergencia de los departamentos de Bolivia, utilizando modelos dinámicos de panel sin regresores exógenos. Por el lado del panel, se ha propuesto utilizar conjuntamente la prueba de (Breusch y Pagan, 1980). La prueba  $F$  por efectos fijos en el panel, para discriminar entre las hipótesis de convergencia absoluta y condicional. Se ha presentado cierta evidencia a favor de convergencia condicional especialmente para el periodo 2000-2011, una convergencia condicional no significativa para el periodo 1990-2011 y un proceso de divergencia para el periodo 1990-2000.

Finalmente, utilizando los métodos PCSE y FGLS para corregir los problemas de autocorrelación contemporánea, correlación serial y heterocedasticidad que presentan los modelos originales de efectos fijos y se llega a la misma conclusión, de que existe un proceso de convergencia condicional, especialmente para el periodo 2000-2011 (cuadro 2.2, periodo 2000-2011), este resultado de convergencia condicional, para la primera década del nuevo siglo, estaría explicado por la aplicación de programas sociales y por la inserción y aplicación de políticas redistributivas en los últimos años.

A su vez, las pruebas de estacionariedad evidencian que durante todo el periodo en estudio, la variable del Producto Interno per cápita (PIBpc) no tiene un proceso de reversión a su media y por lo mismo se presentan raíces unitarias en la variable, aunque este último resultado, estuviese condicionado a que se realicen pruebas de raíz unitaria con submuestras o muestras particionadas, con la finalidad de analizar un periodo con relación a otro. Para finalizar, se observa la existencia de un crecimiento tecnológico significativo espacialmente para el ultimo subperíodo en estudio (2000-2011).

## **Bibliografía**

- Azzoni, C. (1995). *Desigualdades regionales en el Brasil de las desigualdades: reflexiones a partir de las nuevas evidencias*.
- Anselin, L., y Bera, A. (1998): «Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics», en Giles, D., y Ullah, A. (eds.), *Handbook of applied economic statistics*, Marcel Dekker.

Asuad, S. N. E.; Quintana, R. L., y Ramírez, H. R. (2007): «Desarrollo y políticas regionales en México: retos y perspectivas 2006-2020», pp. 231-263, en el libro *Políticas de desarrollo regional, agenda para el desarrollo*, vol. 13, coordinado por José Luis Calva Editores: H. Cámara de Diputados, LX Legislatura y UNAM, Editorial Miguel Ángel Porrúa, 2007. — (2007b): «Desarrollo y políticas urbanas en México: retos y perspectivas», pp. 353-383, en el libro *Políticas de desarrollo regional, Agenda para el Desarrollo*, vol. coordinado por José Luis Calva Editores: H. Cámara de Diputados, LX Legislatura y UNAM, Editorial Miguel Ángel Porrúa.

Asuad, N.E. (2001) “Economía regional y urbana”, Benemérita Universidad Autónoma de Puebla, Colegio de Puebla, AEFE-UNAM, México.

Baltagi, B.H., Kao, C., (2000).” Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels”: A survey. Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels Baltagi, B.H., Kao, C. (editors) 15, 7-51.

Breitung, J., Das, S., (2004). “Panel unit root tests under cross sectional dependence”. Manuscript, Institute of Econometrics, University of Bonn.

Chang, Y., (2004). “Bootstrap unit root tests in panels with cross-sectional dependency”. *Journal of Econometrics* 120, 263-293.

Barro, R., y Sala-i-Martin, X. (1990): «Economic Growth and Convergence across the United States», *NBER Working Paper*, 3419.

- (1991): «Convergence across States and Regions», *Brooking Papers on Economic Activity*, 1: 107-182.
- (1992): «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100: 407-443.
- (2004): *Economic Growth*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts; London, England.
- Barro, Robert J. y Xavier Sala-i-Martin (1995a), “Technological Diffusion, Convergence and Growth”, *Discussion Paper Series N° 1255*, Centre for Economic Policy Research, mimeo.
- (1995b); *Economic Growth*, MacGraw-Hill, Inc.
- Beck, Nathaniel (2001), “Time-Series-Cross-Section Data: What Have We Learned in the Past Few Years?”, *Annual Review of Political Science*, 4: 271-93.
- Choi, I. (2001). “Unit root test for panel data”. *Journal of International Money y Finance*, vol 20, pp. 249 – 272.
- Caballero Claire Benigno (2003): “Manuel de Econometria”, Universidad Técnica de Oruro.
- Cermeño, R. (2011). “Decrecimiento y convergencia de los estados mexicanos. Un análisis de panel”, *El trimestre económico*, pag. 603.
- Cuadrado, J. R., & García, B. (1995). “Las diferencias interregionales en España, evolución y perspectivas”. *La Economía Española en un Escenario Abierto*.
- Esquivel, G. (1999): «Convergencia regional en México, 1940-1995», *Trimestre Económico*, 66: 725-761.

- Hadri, K., Larsson, R., (2005). "Testing for stationarity in heterogeneous panel data where the time dimension is finite". *The Econometrics Journal* 8, 55-69.
- Harris, D., Leybourne, S., McCabe, B., (2004). "Panel stationarity tests for purchasing power parity with cross-sectional dependence". Manuscript, University of Nottingham.
- Hsiao, C, (1986), "*Analysis of Panel Data*". Cambridge University Press.
- Im, K., Pesaran, M.H., Shin, Y., (2003). "Testing for unit roots in heterogeneous panels". *Journal of Econometrics* 115, 53-74.
- Kunst, R. M., (1997). "Testing for cyclical non-stationarity in autoregressive processes". *Journal of Time Series Analysis* 18, 123-135.
- Levin, A., Lin, C.F., (1992). "Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite sample properties". Discussion Paper #92-93. University of California at San Diego.
- Maddala, G.S., Wu, S., (1999). "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 631-652.
- Maddala, G.S., Wu, S., (2000). "Cross-country growth regressions: Problems of heterogeneity, stability and interpretation". *Applied Economics* 32, 635-642.
- Mankiw, N.G. (1995) "The growth of nations" in *Brooking Papers on Economic Activity* 1. pp. 275-326



- Mankiw, N.G., Romer, D. and Weil, D. (1992) “ A contribution to the empirics of economic growth” *Quarterly Journal of Economics* 107, No. 2, (May) pp. 407- 437
- Mendoza, M. A. (2006): «Capital Humano y Crecimiento Regional», *mimeo*, Facultad de Economía, UNAM.
- Morandé, F., Soto, R., & Pincheira, P. (1996). Achilles, the tortoise, and Regional Growth in Chile. *Análisis Empírico del Crecimiento en Chile*.
- Pedroni, P. (1999). “Critical Values for Cointegration Test in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors”. *Oxford Bulletin of Economics y Statistics*, Special Issue 0305-9049.
- Quah, D. (1996): «Regional Convergence Cluster across Europe», *European Economic Review*, 40, 951-958.
- Quintana, R. L., y Mendoza, M. A. (2008): *Econometría básica. Modelos y aplicaciones a la economía mexicana*, Plaza y Valdés.
- Romer, P. M. (1986): «Increasing returns and long-run growth», *Journal of Political Economy*, 94 (5): 1002-1037.
- Sala-i-Martin, X. (1994): *Apuntes de crecimiento económico*, Antoni Bosch, Barcelona.
- Sánchez Armando y Mendoza Miguel Ángel, (2008). “Convergencia Regional en México. Un Enfoque de Panel Cointegrado”, *El Trimestre Económico*, México, DF.
- Soruco, C. F. (2011): «Espacio, Convergencia y Crecimiento Regional en Bolivia», *Revista de Análisis Económico*, Banco Central de Bolivia. Noviembre 2011.

Valdivia Marcos, (2007). “Heterogeneidad Espacial, Convergencia y Crecimiento Regional en México”, Facultad de Economía, UNAM.

## ANEXO 1

PRUEBA DE AUTOCORRELACIÓN SERIAL PARA LOS MODELOS DE EFECTOS FIJOS

PERIODO 1990-2011	PERIODO 2000-2011
<b>Wooldridge test for autocorrelation in panel data</b>	
<b>H0: no first order autocorrelation</b>	
<b>F( 1, 8) = 11.790</b>	
<b>Prob &gt; F = 0.0089</b>	
<b>Wooldridge test for autocorrelation in panel data</b>	
<b>H0: no first order autocorrelation</b>	
<b>F( 1, 8) = 4.661</b>	
<b>Prob &gt; F = 0.0829</b>	

PRUEBA DE AUTOCORRELACIÓN CONTEMPORÁNEA PARA LOS MODELOS DE EFECTOS FIJOS  
PERIODO 1990-2011

Correlation matrix of residuals:

	__e1	__e2	__e3	__e4	__e5	__e6	__e7	__e8	__e9
__e1	1.0000								
__e2	0.1252	1.0000							
__e3	0.3927	0.5605	1.0000						
__e4	0.5904	0.6442	0.6884	1.0000					
__e5	0.6286	0.6522	0.7858	0.8684	1.0000				
__e6	0.5961	0.5381	0.6881	0.7216	0.6490	1.0000			
__e7	0.0518	0.5833	0.5757	0.3781	0.3401	0.6401	1.0000		
__e8	0.3918	0.7117	0.5363	0.6727	0.6943	0.6363	0.6749	1.0000	
__e9	0.2395	-0.0756	0.1879	0.3793	0.2069	0.1820	0.1915	0.2090	1.0000

Breusch-Pagan LM test of independence: chi2(36) = 219.613, Pr = 0.0000  
Based on 21 complete observations over panel units

**Periodo 2000-2011**

Correlation matrix of residuals:

	__e1	__e2	__e3	__e4	__e5	__e6	__e7	__e8	__e9
__e1	1.0000								
__e2	-0.1795	1.0000							
__e3	0.5045	0.2443	1.0000						
__e4	0.5715	0.5679	0.7451	1.0000					
__e5	0.6227	0.4355	0.6898	0.9243	1.0000				
__e6	0.4044	0.1892	0.7024	0.4081	0.3219	1.0000			
__e7	-0.0830	0.4819	0.6012	0.3021	0.1927	0.7955	1.0000		
__e8	0.3054	0.6799	0.7531	0.7934	0.7602	0.6693	0.6881	1.0000	
__e9	0.5595	-0.0375	0.5769	0.5627	0.6378	0.1860	0.0971	0.2142	1.0000

Breusch-Pagan LM test of independence:  $\chi^2(36) = 115.445$ , Pr = 0.0000  
 Based on 11 complete observations over panel units

**Prueba de heterocedasticidad para los modelos de efectos fijos****Periodo 1990-2011****Periodo 2000-2011**

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
 in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

$\chi^2(9) = 21.44$   
 Prob> $\chi^2 = 0.0109$

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
 in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

$\chi^2(9) = 44.01$   
 Prob> $\chi^2 = 0.0000$

Elaboración propia de los autores

*Economía coyuntural, Revista de temas de coyuntura y perspectivas, vol. 1, núm. 1, pp. 25-59.*

