

## CRECIMIENTO, CONVERGENCIA Y ESPACIO EN LAS REGIONES CHILENAS: 1960-1998

PATRICIO AROCA  
MARIANO BOSCH

### Abstract

*We have revisited the research about Chilean regional convergence. Using a set of tools from the spatial econometrics we find support for the most of the previous conclusion in the literature about this topic. However, we find some new evidence about the convergence process that is taking place in Chile. This says that in the last decade had been an increasing divergent process of growth of the Gross Regional Product (GRP) per cápita, where the spatial dependence had played an important role in the formation of two clusters. One in the north of the country (Regions I, II and III), and it is characterized by high rate of growth (hot spot). The other is in the south and it has low growth rate (Region VIII, IX and X). We used the Global and Local Moran's I, the Moran's Scatterplot and a spatial error model with fixed effects and all of them give strong evidence that support this conclusion.*

### Resumen

*El objetivo de este trabajo es investigar la popular hipótesis de convergencia en el proceso de crecimiento económico en Chile. Usando herramientas de la econometría espacial, replicamos la mayoría de los resultados de la literatura previa sobre el tema para Chile. Sin embargo, encontramos nueva evidencia que muestra que en la última década, la de mayor crecimiento del país, el proceso de crecimiento no ha sido convergente, desde el punto de vista de cohesión regional. Los resultados revelan una alta y creciente concentración espacial del PIBpc regional. Además, dos "clusters" espaciales regionales son detectados para esa misma variable, indicando que el desarrollo económico de Chile puede estar segmentando espacialmente el país en regiones altamente productivas y dinámicas (Regiones I, II y III) y otras regiones que van paulatinamente quedando más rezagadas (Regiones VIII, IX y X). Las estimaciones de las tradicionales ecuaciones de convergencia apoyan la tesis de que en los años 90, un período de fuerte crecimiento económico, se puede descartar la idea de  $\beta$ -convergencia y que muy difícilmente se puede mantener la hipótesis*

- 
- IDEAR-Universidad Católica del Norte, Chile  
Correo-electrónico: paroca@socompa.ucn.cl
  - Departamento de Economía de la Universidad Politécnica de Cartagena. España.  
Correo-electrónico: Mariano.Bosch@upct.es

*de que las regiones chilenas se dirijan hacia una progresiva igualación de su producto per cápita. Adicionalmente, las estimaciones realizadas presentan, para ese período, síntomas de una fuerte correlación espacial, con lo que se estaría confirmando la idea de que existen ciertos componentes del crecimiento regional que son compartidos por regiones que se encuentran próximas entre sí.*

JEL Classification: *R11*

Keywords: *Chile, Regional convergence.*

## INTRODUCCIÓN

Son muchos los trabajos empíricos relacionados con el tema de convergencia económica entre países o regiones que han sido elaborados la última década. Los distintos conceptos de convergencia son estudiados para una infinidad de diversas muestras y con una amplia variedad de técnicas<sup>1</sup>. Este trabajo trata de contribuir al estudio de los procesos de convergencia regional para el caso chileno aportando alguna evidencia de cuáles son las características del modelo de crecimiento regional en Chile desde una perspectiva espacial.

Diversos estudios han abordado el tema de la convergencia regional en Chile. Morandé, *et al.* (1996) argumentan que existen indicios de procesos de convergencia regional absoluta si atendemos a las estimaciones de ecuaciones de convergencia al estilo Barro para el período 1960-1992 a una tasa aproximada de 1.2% anual. Sin embargo, los análisis de series temporales muestran resultados en otra dirección. Según estos autores, utilizando técnicas bayesianas<sup>2</sup> se pueden reconciliar ambos hechos, llegando a la conclusión de que es posible que las regiones chilenas estén sufriendo un proceso de convergencia regional, a pesar de que no se llegará a la igualación del ingreso *per cápita*. Fuentes (1996) encuentra resultados muy similares con una tasa de convergencia del producto *per cápita* regional aproximada de 1.3%. Así mismo, este estudio lleva a cabo estimaciones con datos de ingreso *per cápita*, llegando a la conclusión de que la tasa de convergencia es sustancialmente superior (7.4%). Esto es explicable porque la relación entre producto e ingreso regional no es tan estrecha en Chile.

Sin embargo, paralelamente con la mayoría de la literatura sobre convergencia regional estos estudios han considerado las regiones como entes independientes de su localización espacial y de sus conexiones con otras regiones. Rey y Montouri (1999) afirman que, a pesar del hecho de que los mecanismos que conducen la convergencia regional como la difusión de tecnología y la movilidad factorial tienen explícitos componentes espaciales, éstos han sido ampliamente ignorados.

Desde el punto de vista teórico, abundantes son las aportaciones para apoyar la idea de que la geografía puede ser un determinante en los procesos de

<sup>1</sup> Para un resumen de la literatura de crecimiento económico ver Barro y Sala-i-Martin (1995) y Quah y Durlauf (1998).

<sup>2</sup> Ver Cánova y Marcet (1995).

desarrollo regional (Krugman (1991), Puga (1998), Benabou (1993), Durlauf (1996) and Quah (1999)). Estos estudios argumentan que bajo determinadas circunstancias pueden existir concentraciones espaciales de producción. Krugman (1991) and Puga (1998) defienden la tesis de que la migración interregional puede provocar la aparición de patrones de centro-periferia, donde la industria se concentre en determinadas regiones. Otros autores, como Benabou (1993) y Durlauf (1996) modelan las relaciones entre elección de vecindario dentro de una ciudad, educación y productividad. Las concentraciones espaciales son generadas por las externalidades asociadas a la acumulación de capital humano.

Recientemente, algunos autores Lopez-Bazo, *et al.* (1999), Rey y Montouri (1999), Fingleton (1999) han desarrollado trabajos para transmitir la idea de que el uso de datos localizados espacialmente, como es el PIBpc de las regiones o de países, puede generar problemas en la estimación de los modelos de convergencia tradicionales. Ciertamente, estos estudios encuentran patrones espaciales de ingreso y productividad. Como apuntan Lopez-Bazo *et al.* (1999), estos patrones pueden ser el resultado de la localización territorial de los factores productivos, su movilidad entre regiones adyacentes, comercio interregional y, en definitiva, cualquier conexión que exista entre las unidades espaciales que se esté analizando. Las fuertes interrelaciones que se han encontrado para distintas muestras de países y regiones parecen indicar que el destino económico de una determinada región no depende única y exclusivamente de sus variables fundamentales, sino también del desarrollo de las regiones a las que se encuentra geográfica y económicamente unida. En este sentido, Lopez-Bazo, *et al.* (1999) reportan un alto grado de dependencia espacial en el PIBpc para una muestra de regiones europeas utilizando indicadores globales y locales de dependencia espacial. Resultados muy similares son obtenidos por Rey y Montouri (1999) para los estados de Norteamérica en el período 1930-1995. Adicionalmente, Fingleton (1999) muestra que existe una importante autocorrelación espacial y heterogeneidad en las ecuaciones de convergencia de economías europeas.

Otra línea de investigación relacionada es la seguida por Quah (1996, 1997), el cual introduce explícitamente la influencia del espacio en el estudio de la dinámica de transición regional. Quah (1996) compara la influencia de las determinantes nacionales y espaciales en el bienestar de las regiones europeas, llegando a la conclusión de que los factores espaciales son más importantes que los nacionales. Rey (1999) extiende la metodología de Quah para estudiar si la pertenencia a un determinado entorno espacial condiciona, de alguna manera, la transición de una región hacia estados superiores o inferiores de riqueza.

El objetivo de este trabajo es brindar alguna prueba de cómo el proceso de crecimiento económico en Chile, fruto de las profundas transformaciones ocurridas en el país en la década de los años 70 y 80, puede estar teniendo consecuencias muy relevantes desde el punto de vista de cohesión regional. La aplicación de técnicas de estadística espacial revela una alta y creciente concentración espacial del PIBpc regional. Además, dos "clusters" espaciales regionales son detectados para esa misma variable, indicando que el desarrollo económico de Chile puede estar segmentando espacialmente el país en regiones altamente productivas y dinámicas y otras regiones que van paulatinamente quedando más rezagadas. Las estimaciones de las tradicionales ecuaciones de convergen-

cia apoyan la tesis de que en los años 90, un período de fuerte crecimiento económico, se puede descartar la idea de  $\beta$ -convergencia y que muy difícilmente se puede mantener la hipótesis de que las regiones chilenas se dirijan hacia una progresiva igualación de su producto *per cápita*. Adicionalmente, las estimaciones realizadas presentan, para ese período, síntomas de una fuerte correlación espacial, con lo que se estaría confirmando la idea de que existen ciertos componentes del crecimiento regional que son compartidos por regiones que se encuentran próximas entre sí.

El trabajo sigue de la siguiente manera. La sección 1 describe los datos que se han utilizado. La sección 2 aplica técnicas de estadística espacial para la detección de la dependencia espacial en la variable del PIBpc regional, así como para la identificación de clusters regionales. La sección 3 estima un modelo de convergencia tradicional con datos de panel y efectos fijos y se llevan a cabo tests para la detección de autocorrelación espacial. La sección 4 aplica modelos de técnicas de estimación para controlar por la autocorrelación espacial. La sección 5 concluye.

## 1. DATOS

Para construir la serie de PIB por regiones se ha recurrido a dos fuentes. Por una parte el Ministerio del Interior (Subsecretaría de Desarrollo Regional y Administrativo) y el CIEPLAN editaron una serie del Producto Interno Bruto desagregado por regiones y actividades productivas que cubría el período 1960-1992. Ellos empalmaron series del producto por regiones que el Banco Central emitió para tres períodos, 1960-74, 1974-85, 1985-92. El empalme se hizo para los datos más detallados disponibles con el objetivo de realizar una agregación regional y nacional. La segunda fuente se refiere a cifras oficiales publicadas por el Banco Central de Chile. El período que abarcan estas publicaciones es de 1985-1998<sup>3</sup>. La aproximación que se ha tomado ha sido la de utilizar las cifras oficiales en la medida de lo posible. Los datos referidos a la población por regiones de Chile han sido obtenidos mediante estimaciones del INE, basadas en los censos de 1960, 1970, 1982 y 1992.

## 2. EN BUSCA DE LA DEPENDENCIA ESPACIAL

Esta primera sección indaga hasta qué punto la producción *per cápita* regional está concentrada en determinadas regiones. En otras palabras, se intenta responder a la pregunta de si las regiones con un alto (bajo) producto *per cápita* tienden a estar cerca de regiones con similar producto *per cápita* o, por el contrario, la riqueza y la pobreza regional están aleatoriamente distribuidas en el espacio.

La dependencia espacial de una determinada variable, como es el PIBpc regional, puede ser capturada con una serie de técnicas estadísticas (Anselin

---

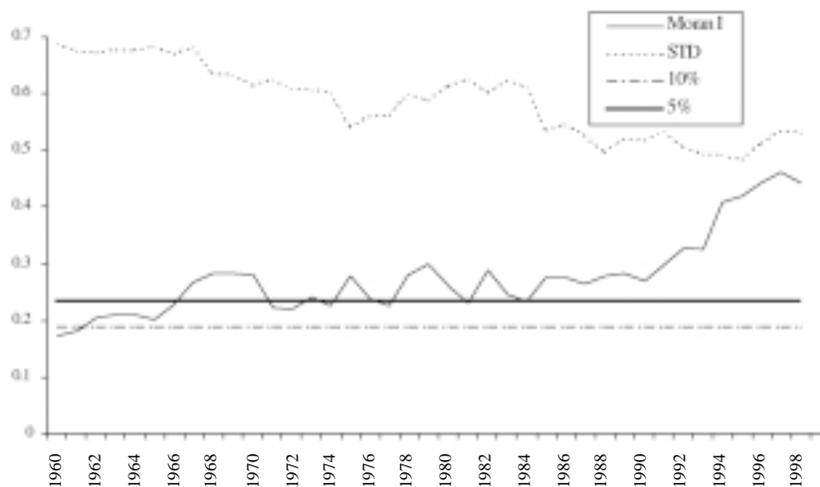
<sup>3</sup> Los datos para 1997 y 1998 se refieren a cifras provisionales proporcionadas por el Banco Central de Chile.

1988, 1995 y Griffith 1996). Una primera aproximación al estudio espacial de una variable lleva al cálculo de indicadores que proporcionen información acerca de la intensidad de la dependencia espacial, en términos globales, de esa variable dentro de un determinado territorio. El indicador I de Moran representado en la ecuación 1 es un indicador global de dependencia espacial.

$$(1.) \quad I_i = \frac{n}{S} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_i z_i^2}$$

Donde  $n$  es el número de regiones, los  $w_{ij}$  son elementos de una matriz binaria de contigüidad  $n \times n$ , que toman valor 1 si las regiones  $i$  y  $j$  comparten frontera y 0 si no lo hacen, y  $z_i$  representan el ln PIBpc de cada región en desviaciones con respecto a la media. Cuando el I de Moran se acerca a valores cercanos a 1 se puede decir que la variable presenta una fuerte dependencia positiva, en el sentido que valores similares tienden a estar juntos en el espacio. Los valores cercanos a  $-1$  muestran, análogamente, una fuerte dependencia negativa (valores disímiles próximos unos de otros) y los valores alrededor de  $-1/(n-1)$  denotan una distribución aleatoria de valores.

GRAFICO 1  
MORAN I Y DESVIACION ESTANDAR DEL PIBpc REGIONAL 1960-1998



En el gráfico 1 se muestra la evolución del indicador I de Moran, a través del tiempo, junto a la dispersión del PIBpc regional. Varios aspectos son destacables de este gráfico. En primer lugar, el indicador Moran se muestra positivo y significativo para 38 de los 39 años de la muestra. Esto indica que la distribución espacial (regional) del PIBpc en Chile no está aleatoriamente distribuida y, por lo tanto, que es posible la existencia de ciertos “clusters” o agrupa-

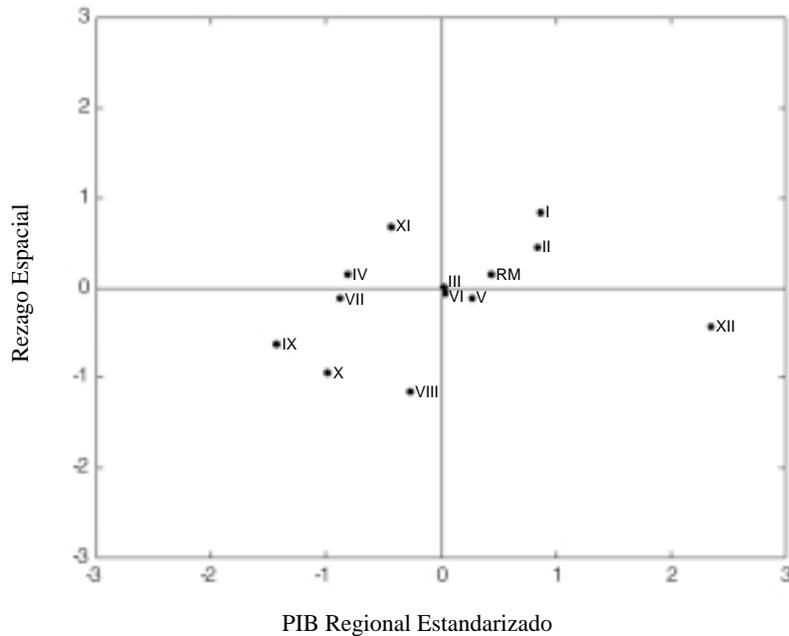
ciones espaciales que concentren regiones de alto (bajo) producto. En segundo lugar, la evolución que ha seguido el estadístico es de leve crecimiento en los 60, cierta estabilidad en los años 70 y 80 y un fuerte incremento de la dependencia espacial en la década de los 90, una época de espectacular crecimiento económico en Chile. Por último, es interesante ver cuál es la relación entre un indicador de dependencia espacial y el indicador de dispersión de los PIBpc regionales (Desviación Estándar STD), que en la literatura de crecimiento se ha utilizado para evaluar sigma convergencia. Excepto un incremento de la dispersión en los años 70, ésta sigue una tendencia decreciente hasta mediados de los 90, donde se estanca y vuelve a crecer. Este crecimiento de la dispersión coincide con un notable cambio de tendencia en la evolución del indicador global de dependencia espacial que había empezado a crecer a buen ritmo desde 1989. Esto transmite la idea de que el incremento de la dispersión del PIBpc ha podido tener algo que ver con el incremento de la concentración.

El indicador I de Moran, sin embargo, no es capaz de capturar en qué observaciones específicas la inestabilidad espacial es más intensa. La identificación de los grupos de regiones que concentran valores altos (bajos) de PIBpc es un objetivo de una serie de técnicas desarrolladas por la literatura de la estadística espacial (Anselin 1993, 1995). Una primera herramienta es el gráfico de Moran (Moran's scatterplot) que aporta una visión más desagregada de la naturaleza de la dependencia espacial. Éste muestra el PIBpc estandarizado en el eje horizontal y el rezago espacial (también estandarizado) en el eje vertical, siendo el rezago espacial la media del PIBpc de los vecinos de una determinada región. De esta manera, el gráfico de Moran divide el espacio en los cuatro tipos de relación espacial. El primer cuadrante del gráfico de Moran representa regiones con un PIBpc superior a la media y que están rodeados de regiones con un PIBpc superior a la media. Este espacio es considerado en la literatura como zonas calientes o "hot spots". El segundo cuadrante recoge aquellas regiones con PIBpc inferiores a la media, pero rodeadas de regiones con PIBpc superior a la media. Análogamente, el tercer cuadrante concentra aquellas regiones que se podrían considerar rezagadas, con PIBpc inferior a la media y con vecinos con un PIBpc inferior a la media. Y, por último, aquellas regiones que se localizan en el cuarto cuadrante tienen un PIBpc superior a la media y un vecindario que cuyo PIBpc medio es inferior al de la media del país. El primer y tercer cuadrantes representan formas de asociación espacial positiva, es decir, de valores similares, mientras que el segundo y cuarto cuadrantes recogen formas de asociación negativa.

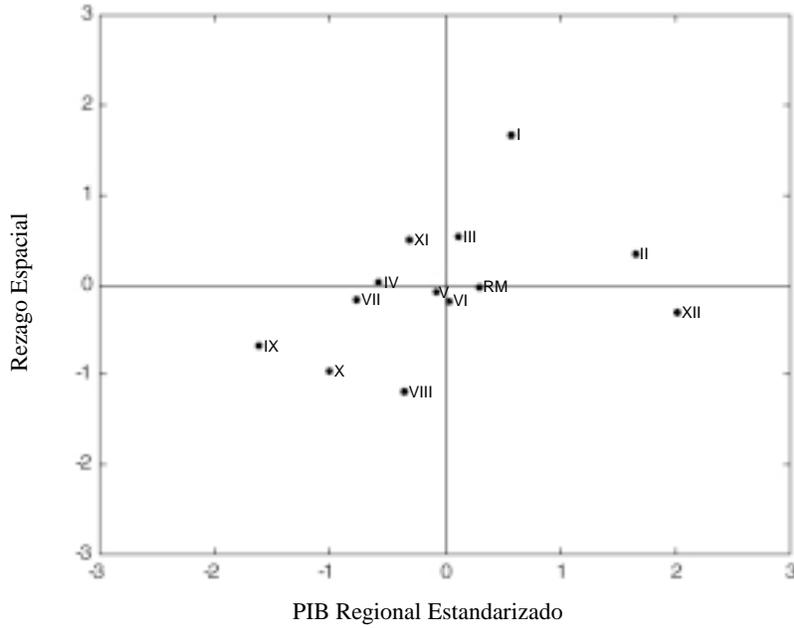
El gráfico de Moran ha sido representado para 3 años distintos de la muestra en los gráficos 2, 3 y 4. Algunos aspectos de interés pueden ser resaltados. Coherentemente con lo mostrado por el indicador global de dependencia espacial, las regiones se sitúan mayoritariamente en los cuadrantes uno y tres, es decir, existe un predominio de la asociación espacial positiva. Esto es especialmente visible para el último año de la muestra (gráfico 4), donde es apreciable una relación lineal importante entre el PIBpc regional y el rezago espacial. Adicionalmente, el Moran's scatterplot permite establecer una identificación preliminar sobre qué regiones o grupos de regiones presentan una mayor ines-

tabilidad espacial, aunque esta cuestión se tratará en profundidad más adelante. Un bloque estaría formado por las regiones situadas en el primer cuadrante (regiones con productos *per cápita* superiores a la media y con vecinos de alto producto *per cápita*). Las regiones I y II se han mantenido en este cuadrante durante todo el período 1960-98. A estas dos regiones se le une la región III en la década de los 90. En 1960 la región III se sitúa prácticamente en la intersección de los ejes para, en las siguientes décadas, pasar al segundo cuadrante (regiones de bajo producto con vecinos de alto producto). En 1980 ocupa exactamente la misma posición que la región XI. Sin embargo, durante los 90 la región III se ha venido a situar claramente en el primer cuadrante, mientras que la región XI se quedaba rezagada. Una posible explicación sería que el entorno de alto producto que ha rodeado a la región III se debe principalmente a su cercanía a la II región, región minera altamente dinámica, sobre todo en la época de los 90; sin embargo, el entorno de alto producto de la región XI se debe a la particular condición de la región XII productora de petróleo y escasamente poblada que le confieren un PIBpc altamente distorsionado. Otro grupo de regiones (VII, VIII, IX y X) han permanecido durante todo el período en el cuadrante cuarto, lo que indica que estas regiones pueden estar formando un cluster de bajo PIBpc en el sur del país, en contraposición al cluster de alto producto detectado en el norte (regiones I, II y III).

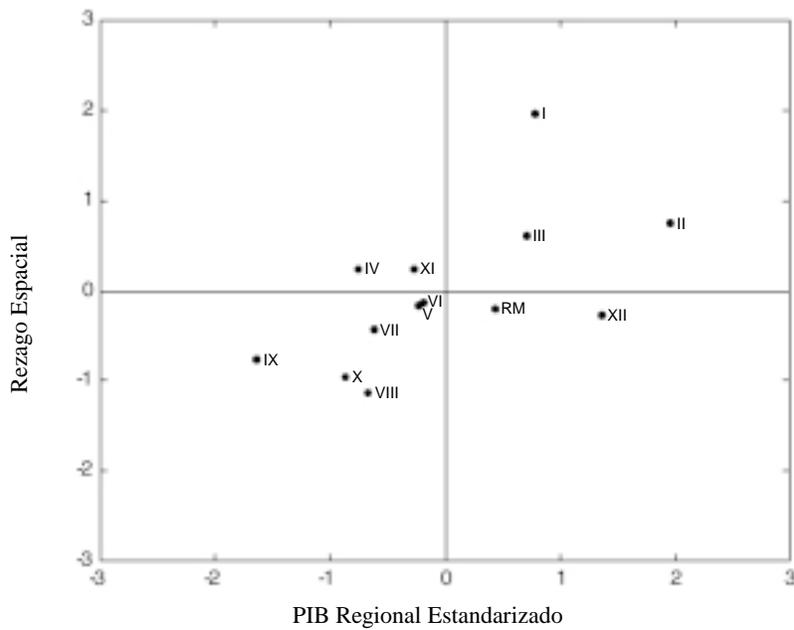
GRAFICO 2  
MORAN SCATTERPLOT: REGIONES DE CHILE 1960



**GRAFICO 3**  
MORAN SCATTERPLOT: REGIONES DE CHILE 1990



**GRAFICO 4**  
MORAN SCATTERPLOT: REGIONES DE CHILE 1998



Evidencia adicional de la existencia de patrones locales de dependencia espacial más allá de la identificación visual en el gráfico de Moran puede ser obtenida. Anselin (1995) afirma que el grado de dependencia espacial, como resultado del uso de indicadores globales (como el Moran I) ignora la inestabilidad potencial de las observaciones individuales en la muestra total<sup>4</sup>. En este sentido, Anselin (1995) descompone el indicador I de Moran en indicadores locales de dependencia espacial de la siguiente manera:

$$(2.) \quad I_i = \frac{z_i \sum_j w_{ij} z_j}{\sum_i z_i^2 / n}$$

Los indicadores locales de dependencia espacial pueden interpretarse como un indicador de “cluster” espacial utilizando los propios indicadores como base para un test donde la hipótesis nula sería la ausencia de dependencia espacial. Estos “clusters” locales o agrupaciones en el espacio pueden ser identificados para aquellas observaciones en las cuales el indicador de dependencia espacial se muestra significativamente distinto de 0. Sin embargo, la distribución de los indicadores locales de asociación espacial es desconocida. Anselin (1995) sugiere un método para generar una distribución empírica para los indicadores. Esta solución consiste en el uso de una aleatorización condicional del vector  $z_j$ . La generación de la distribución del indicador de asociación espacial de una región en particular es inferida mediante la permutación de los vecinos que rodean a esa región. La distribución obtenida nos permite evaluar hasta qué punto el indicador observado es significativamente distinto a la situación en la que sus vecinos estuvieran constituidos por cualquier otra combinación de regiones del país.

La tabla 1 muestra, en primer lugar, el intervalo de años y las regiones específicas en las que se han detectado indicadores locales de asociación espacial significativos y, en segundo lugar, en qué cuadrante del gráfico de Moran se encontraba esa región en ese año. Esto va a permitir una más estricta identificación de los clusters en su dimensión espacio-temporal.

Dado que todos los indicadores de asociación espacial que se han mostrado significativos en algún año de la muestra corresponden a regiones que se localizan en los cuadrantes uno y tres, es decir, aquellos que denotan una dependencia espacial positiva, la tabla 1 sólo muestra los resultados para esos dos cuadrantes. Las regiones que revelan una mayor interdependencia espacial son aquellas previamente identificadas en el gráfico de Moran como posibles candidatas para formar clusters. En el Norte las regiones I, II y III, situadas en el primer cuadrante y en el Sur las regiones VIII, IX, X, localizadas en el tercer cuadrante. Por lo tanto, la idea de la existencia de dos clusters regionales en Chile, uno de alto producto en el Norte y otro de bajo producto en el Sur surge con fuerza. En tercer lugar, en el ámbito temporal, la significancia de los indicadores locales de asociación espacial no es aparente hasta mitad de la década de los 90 para

<sup>4</sup> Algunas técnicas han sido sugeridas para tratar este tipo de inestabilidades espaciales (Getis and Ord 1992, Openshaw, Brundson and Charlton 1991, Openshaw, Cross and Charlton 1990 and Anselin 1993, 1995).

TABLA 1  
SIGNIFICATIVIDAD DE LOS MORAN LOCALES

10%	Cuadrante I	Cuadrante III	Total
I	78-80; 94-98		8
II	95-98		4
III	94-98		5
IV			0
V			0
VI			0
VII			0
VIII		62-70 ;75; 82; 87-98	23
IX		68-70; 75; 79; 82; 85-86; 88-89; 91-98	18
X		62; 64; 66; 85; 88-89; 91-96	12
XI			0
XII			0
RM			0
Global	62-98		38
5%	I	III	Total
I	96-98		3
II	97		1
III	96-98		3
IV			0
V			0
VI			0
VII			0
VIII		75; 82: 90-98	11
IX		94-96	3
X		95	1
XI			0
XII			0
RM			0
Global	67-70; 73 74-75; 82-83; 85-98		26

las regiones I, II y III. Esto es especialmente interesante, dado que Chile sufre un proceso de tremendo crecimiento del PIBpc (casi un 7% anual) durante esta década. En el caso del cluster de bajo producto presenta una mayor constancia temporal, sobre todo para la región VIII que se muestra significativa para 23 de los 38 años. En consecuencia, es plausible que el fuerte incremento del indicador global de asociación espacial y el comportamiento de los indicadores locales estén mostrando el sesgo espacial que ha sido parte activa del crecimiento regional en Chile durante los últimos años y que, a la postre, ha podido provocar el incremento de la dispersión del producto regional que se aprecia a partir de mediados de los 90. Una explicación consistente con los datos es que la consolidación del "cluster" en el norte del país durante los últimos años, debido a la aplicación de un modelo que ha favorecido el fuerte desarrollo de este espacio económico, ha sido el motor generador de este proceso.

### 3. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE CONVERGENCIA

En la sección anterior se ha detectado la existencia de una fuerte y creciente dependencia espacial del PIBpc regionalizado en Chile. El siguiente paso es evaluar hasta qué punto esa dependencia puede influir en las estimaciones de modelos de convergencia. En esta sección se va a plantear la estimación de un modelo de convergencia con el uso de datos de panel y una batería de test con el objetivo de capturar la presencia de autocorrelación espacial en los residuos.

De la Fuente (1996) argumenta que una de las conclusiones principales, a la que se ha llegado con la aplicación de los modelos econométricos clásicos de convergencia, es que ésta se produce, de una manera incondicional, a un ritmo extremadamente lento.

Así mismo, especificaciones de los modelos utilizados pueden no resultar adecuadas para capturar las diferencias no observables entre las distintas regiones de la muestra. Por ello se han propuesto técnicas alternativas para realizar este tipo de estimaciones.

Una de esas propuestas consiste en la utilización de datos de panel con la inclusión de efectos fijos que permitan tener en cuenta las diferencias en los estados estacionarios de cada uno de los países o regiones utilizadas en la muestra. Numerosos estudios han utilizado modelos de convergencia de efectos fijos, entre ellos, Raymond and Garcia (1994), Canova y Marcet (1995), De la Fuente (1996), Mancha (1999), Morandé *et al.* (1996), para distintas muestras y períodos. El modelo de efectos fijos se basa en la estimación de una ecuación de convergencia tal como

$$(3.) \quad \Delta \ln y_{it} = \alpha_i + y_{it-1}\beta + u_{it} \quad \forall i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

donde  $y_{it}$  es el PIB relativo de la región  $i$  en el momento  $t$  con respecto a la media nacional,  $\alpha_i$  son los efectos fijos para cada una de las  $i$  regiones. Lo que se intenta recoger en la ecuación 3 es que el diferencial de crecimiento de PIBpc entre una región y el agregado nacional tiene que estar relacionado con la distancia (en términos de PIBpc) que separaba a la región de la media nacional en el período anterior.

La aparición de efectos fijos significativos estaría denotando la presencia de características específicas de cada una de las regiones y, por lo tanto, la tendencia hacia un estado estacionario diferenciado. Adicionalmente los  $\alpha_i$ , nos permiten recuperar una estimación del estado estacionario. Si suponemos que el estado estacionario es  $y_{it}^*$  aquel en el que

$$(4.) \quad \begin{aligned} \Delta \ln y_{it} &= 0 \\ y_{it}^* &= \alpha_i / \beta \end{aligned}$$

Si suponemos que todas las regiones tienden a un mismo estado estacionario ( $\beta$ -Convergencia incondicional) los efectos fijos deberían mostrarse no significativos. Una manera de comprobar la existencia de convergencia incondicional es estimar la ecuación 3 suponiendo que un intercepto es común para todas las regiones, es decir,  $\alpha_i = 0$ .

Una de las ventajas de este tipo de especificaciones radica en que el condicionamiento de la convergencia no tiene que ser explícito. Como Mancha (1999) expone, la ventaja de este sistema es que no es necesario establecer ningún tipo de presunción sobre las variables que aceleran o retardan el crecimiento de regiones. Por otro lado, la ignorancia sobre los factores concretos que determinan la naturaleza de los efectos fijos es total.

Se han llevado a cabo dos estimaciones del modelo. En primer lugar, se ha procedido a la estimación del modelo restringido ( $\alpha_i = 0$ ) para evaluar la existencia de  $\beta$ -convergencia incondicional tomando períodos de crecimiento anual. La tabla 2a muestra los resultados de esta estimación para todo el período de la muestra 1960-1998 y para los distintos subperíodos (1960-70, 1970-80, 1980-90, 1990-98). El cálculo de la ecuación incondicional de convergencia viene a resumir resultados conocidos y reflejados por otros estudios (Fuentes 1996, Morandé *et al.*, 1996). Uno de los resultados destacables radica en que no se puede rechazar la hipótesis de  $\beta$ -convergencia incondicional para todo el período en su conjunto. La estimación del parámetro de convergencia es de 1.2%, lo que implica una velocidad de convergencia regional muy lenta. Es interesante notar, sin embargo, que sólo dos de los cuatro períodos en los que se ha dividido la muestra presentan procesos de convergencia. En concreto, la década de los 60 y la de los 80, sobre todo esta última donde la velocidad de convergencia alcanza el 2.3%. La década de los 70, de grandes convulsiones políticas y económicas en Chile, se caracteriza por una falta de convergencia. Un dato especialmente significativo es la ausencia de  $\beta$ -convergencia en los últimos años de la muestra donde el crecimiento del PIBpc se sitúa en torno al 6% anual para el conjunto del país. El estimador correspondiente a este período resulta ser positivo, aunque no significativo.

TABLA 2A  
ESTIMACION DEL MODELO RESTRINGIDO

	1960-1998	1960-1970	1970-1980	1980-1990	1990-1998
Coefficiente $\beta$	-0.0120	-0.0137	-0.0069	-0.0229	0.0003
Estadístico t	-2.6883	-1.7816	-0.7244	-2.4254	0.0386
Probabilidad Marginal	0.0074	0.0772	0.4702	0.0167	0.9693
$R^2$	0.0144	0.0179	-0.0045	0.0434	-0.0125
$R^2$	0.0144	0.0179	-0.0045	0.0434	-0.0125
$\sigma^2$	0.0032	0.0032	0.0039	0.0035	0.0019
Durbin-Watson	2.0890	2.2614	1.9296	2.2840	1.7728
Observaciones	494	130	130	130	104

TABLA 2B  
TESTS DE AUTOCORRELACION ESPACIAL PARA EL MODELO RESTRINGIDO

	1960-1998	1960-1970	1970-1980	1980-1990	1990-1998
<b>Moran</b>					
Moran I	0.0757	0.0156	0.0877	0.0358	0.2168
Moran I-estadístico	1.6526	0.1955	1.0046	0.4251	2.2090
Probabilidad Marginal	0.1018	0.3914	0.2409	0.3645	0.0348
<b>LR test</b>					
LR valor	2.5233	0.0273	0.8492	0.1665	4.7728
Probabilidad Marginal	0.1122	0.8687	0.3568	0.6832	0.0289
<b>Wald test</b>					
Wald valor	2.4996	0.0130	0.5239	0.0983	7.3862
Probabilidad Marginal	0.1139	0.9091	0.4692	0.7539	0.0066
<b>LM test</b>					
LM value	2.6800	0.0302	0.9463	0.1579	4.6324
Probabilidad Marginal	0.1016	0.8621	0.3307	0.6911	0.0314

Una reflexión sobre ciertas particularidades de las regiones chilenas es necesaria. Las conclusiones de estudios anteriores señalan la existencia de cierta convergencia, aunque lenta, en las regiones chilenas durante el período 1960-1998. Llama especialmente la atención en este análisis que la región con mayor producto *per cápita* en 1960, la región XII, es la que menos ha crecido. Esto, en principio, estaría indicando la existencia de cierto tipo de  $\beta$ -convergencia. Esta región, sin embargo, posee características especiales. Es una región escasamente poblada, con importantes rentas derivadas de la producción y refinamiento de petróleo, lo que hace que el producto *per cápita* de la región sea desproporcionado en comparación con el resto de regiones. Esta situación, junto con un comportamiento económico por debajo de la media durante todo el período, puede haber estado sesgando el análisis sobre la naturaleza de la convergencia en las regiones chilenas. Es tentador observar lo que ocurriría si se excluyera de la muestra la región XII. Fuentes ya propone la exclusión de la región XII y encuentra que el estimador de convergencia baja de 1.3% a 1%. Fuentes (1996) utiliza una muestra que va de 1960-90. El intervalo temporal en este caso es más amplio y en la sección anterior hemos observado un incremento de la dispersión del PIB *per cápita* en los últimos años. Al excluir la región XII de la muestra, la imagen que presenta el análisis de convergencia es totalmente distinto. Si se excluye la región XII los datos permiten rechazar la hipótesis de  $\beta$ -convergencia incondicional para todo el período. Así mismo ocurre para los períodos 60-70 y 70-80. Durante el período 80-90 se mantienen las conclusiones obtenidas anteriormente, con lo que la idea de que un proceso de  $\beta$ -convergencia ocurrió en Chile durante este período parece bastante robusta. Otro dato que llama particularmente la atención es la obtención de un estimador positivo y significativo (al 90%) para el período 90-98. Esto querría decir que durante los últimos años han sido las regiones más ricas las que más han crecido.

El siguiente paso ha sido la estimación del modelo sin restringir donde se han incluido efectos fijos para cada una de las regiones. Los resultados se pueden observar en la tabla 3a. Una vez introducidas las variables ficticias la hipótesis de convergencia no se puede rechazar para ningún período y la velocidad de convergencia aumenta para todos ellos. En concreto, para todo el período pasa de 1.2% a 8.8%. Como se puede observar en la tabla 3a, las variables ficticias asignadas a las regiones son altamente significativas para 8 de las trece regiones, lo que indica que las regiones están tendiendo hacia estados estacionarios propios y diferenciados entre sí. Algunas de las regiones presentan efectos propios positivos (I, II, y XII), mientras que otras regiones poseen regiones con efectos propios negativos (VII, VIII, IX y X). Mancha (1999) califica estos efectos como factores impulsores y retardadores del crecimiento. La región II, en especial, posee factores que han impulsado su crecimiento, sin duda, debido a la actividad minera de la región. Lo mismo ocurre con la región I, pero en este caso estos factores radican más en el incremento de una actividad industrial y comercial. La región XII se comporta de forma inesperada. A pesar de que su comportamiento en términos de crecimiento ha sido mediocre durante todo el período, obtenemos un valor positivo y significativo (0.082) en la variable ficticia asignada a esta región. La explicación de esto radica en que la distancia que le separaba con respecto a la media nacional era tan enorme al principio del período que para un estimador de convergencia de  $-0.088$  su crecimiento debía haber sido aún menor con lo que al estimar el efecto fijo éste tiene un valor positivo. En el otro lado de la balanza se encuentran las regiones VII, VIII, IX y X con efectos fijos negativos en todos los períodos.

Sin embargo, estos efectos fijos no han sido constantes a lo largo de todo el período estudiado. Los cambios se han producido para las regiones III, V y VI. La región III ha pasado de tener un efecto fijo negativo y significativo en el período 1970-80 a uno positivo en el período 1990-98, lo que explicaría su tránsito a cuadrante I del Moran's scatterplot de regiones de alto producto con alto entorno. La región V pasó de registrar valores no significativamente distintos de cero hasta 1990 a valores negativos en el último período. El caso de la región VI es distinto. Para el período 1980-90 presenta efectos impulsores del crecimiento, mientras en el último período los efectos son retardadores. Es especialmente reseñable que para el período 1990-98 todas las regiones presentan efectos fijos propios.

Dada la disposición de las regiones chilenas es fácil comprobar cómo los efectos fijos positivos se han concentrado en el Norte del país (a excepción de la mencionada región XII), mientras que los efectos negativos se han localizado en el Sur del país coincidiendo con las regiones que han sido identificadas como el cluster de bajo producto, lo que proporciona intuición adicional sobre la naturaleza de los distintos comportamientos de los "clusters" regionales en términos de crecimiento.

El interés se centra ahora en detectar la presencia de autocorrelación espacial en los residuos de las estimaciones mínimo cuadráticas (MC). Dado que se está tratando con un modelo de datos de panel con efectos fijos para  $N$  individuos (en este caso regiones) y  $T$  períodos de tiempo, la detección de autocorrelación espacial va a requerir de una cierta transformación de la matriz de conectividad espacial, que se ha definido en la sección anterior para el cálculo de los indicadores de dependencia espacial. Una breve descripción del modelo

TABLE 3A  
ESTIMACION DEL MODELO CON EFECTOS FIJOS REGIONALES

	1960-1998	1960-1969	1970-1979	1980-1989	1990-1998
<i>Coefficiente <math>\beta</math></i>	-0.0881	-0.2509	-0.3016	-0.3687	-0.2378
Estadístico t	-4.4857	-3.6336	-4.7810	-5.3458	-3.9775
Probabilidad Marginal	0.0000	0.0004	0.0000	0.0000	0.0001
$R^2$	0.0644	0.1672	0.1950	0.2338	0.3312
$R^2$	0.0391	0.0739	0.1048	0.1479	0.2346
$\sigma^2$	0.0031	0.0030	0.0035	0.0031	0.0014
Durbin-Watson	2.0370	2.1094	1.8520	2.0635	2.0361
Observaciones	494	130	130	130	104
<b>Efectos Fijos</b>					
I	0.0287 **	0.0963 **	0.1261 ***	0.1217 ***	0.0812 ***
II	0.0803 ***	0.1518 ***	0.2635 ***	0.3251 ***	0.2239 ***
III	0.0082	-0.0066	-0.0664 ***	0.0168	0.0868 ***
IV	-0.0345 ***	-0.1286 ***	-0.1280 ***	-0.1246 ***	-0.1022 ***
V	-0.0092	0.0055	0.0097	-0.0230	-0.0424 ***
VI	-0.0037	-0.0222	0.0086	0.0446 **	-0.0335 **
VII	-0.0384 ***	-0.1629 ***	-0.1672 ***	-0.1470 ***	-0.0790 ***
VIII	-0.0243 **	-0.0670 ***	-0.0450 **	-0.0604 ***	-0.0987 ***
IX	-0.0809 ***	-0.2785 ***	-0.2757 ***	-0.3195 ***	-0.2104 ***
X	-0.0546 **	-0.1986 ***	-0.2154 ***	-0.2140 ***	-0.1341 ***
XI	-0.0115	-0.0355	-0.0306	-0.0460 **	-0.0637 ***
XII	0.0778 ***	0.3264 ***	0.3420 ***	0.4026 ***	0.1518 ***
RM	0.0142	0.0727 ***	0.0453 **	0.0378 **	0.0439 **

\*Significativo al 1%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* Significativo al 10%.

TABLE 3B  
TESTS DE AUTOCORRELACION ESPACIAL PARA EL MODELO  
CON EFECTOS FIJOS

<b>Moran</b>					
Moran I	0.0804	-0.0423	0.1368	0.0645	0.2501
Moran I-estadístico	1.7216	-0.4796	1.4839	0.7007	2.3670
Probabilidad Marginal	0.0906	0.3556	0.1327	0.3121	0.0242
<b>LR test</b>					
LR valor	2.8649	0.2210	2.1742	0.5659	5.5254
Probabilidad Marginal	0.0905	0.6383	0.1403	0.4519	0.0187
<b>Wald test</b>					
Wald valor	3.0520	0.1276	1.9731	0.4116	7.4349
Probabilidad Marginal	0.0806	0.7210	0.1601	0.5212	0.0064
<b>LM test</b>					
LM value	3.0290	0.2206	2.3047	0.5130	6.1611
Probabilidad Marginal	0.0818	0.6386	0.1290	0.4738	0.0131

\*Significativo al 1%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* Significativo al 10%.

general de datos de panel con efectos fijos sirve de punto de partida para la definición de esta matriz de conectividad transformada con una dimensión temporal.

Siguiendo a Balestra (1992) definimos un modelo con efectos fijos de la siguiente manera:

$$(5.) \quad \Delta \ln y_{it} = \alpha_i + y_{it-1}\beta + u_{it}$$

Se puede escribir el modelo para toda la muestra de forma matricial. En primer lugar, las  $T$  observaciones para cada región  $i$  pueden ser expresadas convenientemente:

$$(6.) \quad \Delta \ln y_i = l_T \alpha_i + y_i \beta + u_{it}$$

donde  $\Delta \ln y_i$  es un vector  $T \times 1$  de  $y_{it}$ ,  $l_T$  es un vector columna unidad de dimensión  $T$ ,  $y_i$  es una matriz  $T \times 1$  de cada una de las observaciones temporales de las variables independientes del individuo  $i$  y  $u_{it}$  es un vector  $T \times 1$  de errores.

Disponiendo a los individuos unos tras otros obtenemos:

$$(7.) \quad \begin{array}{c} \left[ \begin{array}{c} \Delta \ln y_1 \\ \Delta \ln y_2 \\ \dots \\ \Delta \ln y_N \end{array} \right] \\ y \\ (NT \times 1) \end{array} = \begin{array}{c} \left[ \begin{array}{ccc} l_T & 0 & 0 \\ 0 & l_T & \\ & \dots & \\ 0 & 0 & l_T \end{array} \right] \\ D_N \\ (NT \times N) \end{array} \begin{array}{c} \left[ \begin{array}{c} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \dots \\ \alpha_N \end{array} \right] \\ \alpha \\ (N \times 1) \end{array} + \begin{array}{c} \left[ \begin{array}{c} y_1 \\ y_2 \\ \dots \\ y_N \end{array} \right] \\ X \\ (NT \times 1) \end{array} \beta + \begin{array}{c} \left[ \begin{array}{c} u_1 \\ u_2 \\ \dots \\ u_N \end{array} \right] \\ u \\ (NT \times 1) \end{array}$$

Una vez dispuestos los datos de esta manera el objetivo es la construcción de la matriz de conectividad que capture la autocorrelación espacial contemporánea de los errores. Para mostrar como se ha llevado a cabo esta construcción partimos de una matriz ordinaria de conectividad  $N \times N$

$$(8.) \quad W = \begin{array}{c} \left[ \begin{array}{cccccc} 0 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ & & & & \dots & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \end{array} \right] \\ (N \times N) \end{array}$$

Definimos una matriz identidad  $\psi$  de dimensiones  $(T \times T)$  que permite relacionar los errores contemporáneamente. Finalmente, definimos una matriz  $W_p$  de  $(NT \times NT)$ , donde cada elemento unitario de la matriz de conectividad ha sido sustituido por  $\psi$  y cada elemento nulo por una matriz de ceros de dimensiones similares a  $\psi$ :

$$(9.) \quad W_p = \begin{bmatrix} 0 & \psi & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \psi & 0 & \psi & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \psi & 0 & \psi & \dots & 0 \\ & & & & \dots & \psi \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

(NTxNT)

De tal manera que  $u' W_p u$  es la suma ponderada de los productos de los residuos contemporáneos de aquellas regiones que comparten frontera.

Con la definición de esta matriz para tratar la autocorrelación espacial en un modelo con datos de panel se han llevado a cabo una serie de test, con el objetivo de aportar alguna evidencia de la existencia de autocorrelación espacial en los errores MC<sup>5</sup>. El primer test que se ha implementado es el Moran's I-estadístico. Este toma la siguiente forma

$$(10.) \quad I = \frac{u' W_p u}{u' u}$$

Donde  $u$  son los errores MC y  $W_p$  es la matriz definida anteriormente (Ecuación 9) estandarizada<sup>6</sup>. Se puede demostrar que la distribución asintótica del Moran I basada en los residuos MC corresponde a una normal, con lo que se puede aplicar un test bajo la hipótesis nula de la no existencia de autocorrelación espacial. Existen otros test asintóticos que pueden ser utilizados para comprobar si la correlación espacial está presente en los residuos MC. Estos test se derivan de los tradicionales test de Máxima Verosimilitud (MV), test de Wald y el test de Multiplicador de Lagrange (ML) basados en la estimación máximo verosímil de un modelo de Error Espacial (SEM)<sup>7</sup>

$$(11.) \quad \begin{aligned} y &= X\beta + u \\ u &= \lambda W_p u + \xi \\ \xi &\sim N(0, \sigma^2 I) \end{aligned}$$

El test de Máxima Verosimilitud está basado en la diferencia del logaritmo de verosimilitud del modelo SEM y de la regresión por MCO. Este valor representa un estadístico que se distribuye como una  $\chi^2(1)$ .

<sup>5</sup> Para una descripción más detallada, así como de qué manera llevar a cabo su cálculo ver Anselin (1988) pag. 104 y LeSage (1999).

<sup>6</sup> En la matriz  $W_p$  estandarizada las filas suman uno.

<sup>7</sup> Aunque aquí se define el modelo SEM con el objetivo de aclarar el cómo se han llevado a cabo los test de autocorrelación, éste y otros modelos para el tratamiento de la autocorrelación espacial se tratan extensivamente en la siguiente sección.

Otra aproximación al mismo problema es la que utiliza el test de Wald para evaluar autocorrelación espacial residual. El test de Wald sigue también una distribución  $\chi^2(1)$  y toma la siguiente expresión:

$$\begin{aligned}
 W_p &= \lambda^2 [t_2 + t_3 - (1/n)(t_1)^2] \sim \chi^2(1) \\
 t_1 &= \text{tr}(W_p \cdot * B^{-1}) \\
 t_2 &= \text{tr}(W_p B^{-1})^2 \\
 t_3 &= \text{tr}(W_p B^{-1})' (W_p B^{-1}) \\
 B &= (I_n - \lambda W_p)
 \end{aligned}
 \tag{12.}$$

Donde  $\lambda$  es la estimación máximo verosímil y  $\cdot *$  denota multiplicación matricial elemento por elemento.

Por último, se ha utilizado un test del tipo de ML basado en los residuos MC y en la matriz de contigüidad.

$$\begin{aligned}
 LM &= (1/T)[(u' W_p u) / \sigma^2]^2 \sim \chi^2(1) \\
 T &= \text{tr}(W_p + W_p') * W_p
 \end{aligned}
 \tag{13.}$$

Los resultados de los test de detección de autocorrelación espacial se presentan en las tablas 2b y 3b para el modelo restringido y sin restringir respectivamente. Algunas impresiones merecen ser destacadas. Se observa que los test de autocorrelación son incapaces de rechazar la hipótesis nula de no existencia de correlación para todo el período, aunque de manera marginal. Más contundente es la evidencia para los períodos intermedios de la muestra, donde no parece haber síntomas de autocorrelación espacial en los errores MC. Es, por el contrario, en el último período de la muestra (1990-1998) donde los test permiten rechazar la hipótesis de ausencia de autocorrelación. Este hecho es perfectamente coherente con algunos otros que ya han ido apareciendo a lo largo del trabajo. En primer lugar, durante este período se ha observado un profundo incremento de la dependencia espacial del PIBpc regional en términos globales, presentando el indicador Moran I (gráfico 1) una tendencia claramente alcista. Así mismo, a la luz de los resultados de la significatividad de los indicadores locales de dependencia espacial, la formación de clusters regionales ha sido especialmente intensa en la década de los noventa, haciendo posible que los clusters detectados hayan experimentado tasas de crecimiento diferentes, dando lugar a la aparición de errores MC no esféricos.

Los test de autocorrelación espacial presentan resultados muy similares a los del modelo restringido (tabla 3b). Esta se hace patente para todo el período a un nivel de significatividad del 10% y muy especialmente en el último período. Uno de los aspectos interesantes del modelo sin restringir es que la inclusión de variables ficticias no ha disminuido la autocorrelación espacial en los errores MC, si acaso ha aumentado la evidencia de ésta.

#### 4. ESTIMACIÓN CONSIDERANDO EL ESPACIO

En esta sección se incorporan al análisis previo de convergencia regional con datos de panel los efectos que sobre las estimaciones tiene el espacio donde están ubicadas las regiones. Utilizando las técnicas econométricas expuestas a Anselin (1988), LeSage (1999) y especialmente la aplicación realizada por Rey y Montouri (1999), primero describiremos las alternativas de incorporar el efecto de las interrelaciones espaciales previamente detectadas para después presentar los resultados obtenidos para el caso chileno.

Los test de autocorrelación, de la sección anterior, indican que ésta es significativa cuando se utiliza el período completo (1960-1998) y para el estudio de la última década que va desde 1990 a 1998. Esto refuerza los resultados del Índice I de Moran descritos en las primeras secciones de este trabajo. El problema a resolver ahora es determinar si esta interdependencia espacial capturada por los diferentes índices opera a través de los niveles, incorporando al lado derecho de la ecuación de convergencia la variable dependiente rezagada o el efecto de esta relación espacial entre las regiones se transmite a través de los errores de la especificación del modelo.

##### 4.1. Modelo con rezago espacial

En este modelo se asume que el efecto de la interdependencia espacial es capturado por el rezago espacial de la variable dependiente de la ecuación de convergencia. Entonces si llamamos  $\rho$  al parámetro asociado al rezago espacial y juntamos los dos términos en el lado izquierdo de la ecuación, podemos factorizar por la variable dependiente creando la matriz  $(I - \rho W)$ . Anselin (1988) y LeSage (1999) proveen el desarrollo del método de máxima verosimilitud para la estimación de este modelo (Ver ecuación 14).

$$(14.) \quad \begin{aligned} \Delta \ln y_{it} &= \alpha_i + \rho W_p \Delta \ln y_{it} + y_{it-1} \beta + u_{it} \\ \Delta \ln y_{it} &= (I - \rho W_p)^{-1} (\alpha_i + y_{it-1} \beta + u_{it}) \end{aligned}$$

Una interpretación interesante de esta formulación es que la matriz  $(I - \rho W_p)$  puede ser entendida de una manera similar a la matriz de Leontief, en el contexto de Insumo-Producto. Es decir, si consideramos a  $W_p$  como una matriz que captura los “encadenamientos” espaciales entre las regiones y  $\rho$  un ponderador que determina la importancia del nivel de esos encadenamientos, entonces al despejar la variable dependiente, se multiplica el lado derecho de la ecuación por  $(I - \rho W)^{-1}$ , que es similar a la inversa de Leontief. Esto se puede interpretar como que la tasa de crecimiento de una región no sólo depende del nivel inicial de su ingreso o de su producto, sino que ésta también está afectada por los niveles iniciales ( $y_{it-1}$ ), las características propias ( $\alpha_i$ ) y las realizaciones aleatorias ( $u_{it}$  diferentes de cero) de todas las regiones vecinas y las vecinas de las vecinas. En lenguaje de Insumo-Producto, la tasa de crecimiento de una región está determinada por su propias características (efecto inmediato), las de sus vecinos (efecto directo) y las de los vecinos de sus vecinos (efecto indirecto).

Las estimaciones para este modelo para los dos períodos en que los test mostraron que la autocorrelación espacial era significativa se muestran en la Tabla 4b y 5b. Esta segunda tabla incorpora efectos fijos.

#### 4.2. Modelo con errores espaciales

En este modelo se asume que la interdependencia espacial afecta la estimación a través de la estructura de errores del modelo (Ver ecuación 15).

$$(15.) \quad u_{it} = \lambda W_p u_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{donde} \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$\Delta \ln y_{it} = \alpha_i + y_{it-1} \beta + (I - \lambda W_p)^{-1} \varepsilon_{it}$$

Este modelo implica, al igual que el anterior, que un shock producido en una región producirá una realización aleatoria que afectará no sólo a esa región, sino a las vecinas y a través de ellas a todo el sistema de regiones del país.

Las estimaciones para este modelo se presentan en la Tablas 4a y 4b para el modelo simple y en la Tablas 5a y 5b para el modelo con efectos fijos para el período completo y para la última década.

TABLA 4A  
ESTIMACION DEL MODELO CON REZAGO ESPACIAL: MODELO RESTRINGIDO

Estimaciones	1960-1998	1990-1998
<i>Coficiente <math>\beta</math></i>	-0.0121	-0.0022
Estadístico t	-2.7313	-0.2649
Probabilidad Marginal	0.0063	0.7911
rho	0.0613	0.1907
Estadístico t	1.4126	2.0842
Probabilidad Marginal	0.1578	0.0371
$R^2$	0.0205	0.0476
$R^2$	0.0205	0.0476
$\sigma^2$	0.0032	0.0018
Observaciones	494	104
Log- de verosimilitud	891.1846	216.6813

TABLA 4B  
ESTIMACION DEL MODELO CON ERRORES  
CORRELACIONADOS ESPACIALMENTE: MODELO RESTRINGIDO

Estimaciones	1960-1998	1990-1998
<i>Coficiente <math>\beta</math></i>	-0.0127	-0.0062
Estadístico t	-2.8156	-0.6826
Probabilidad Marginal	0.0049	0.4948
Lambda	0.0673	0.2058
Estadístico t	1.5816	2.3127
Probabilidad Marginal	0.1138	0.0207
$R^2$	0.0217	0.0538
$R^2$	0.0217	0.0538
$\sigma^2$	0.0032	0.0018
Log- de verosimilitud	891.3894	216.8572
Observaciones	494	104

TABLA 5A  
ESTIMACION DEL MODELO CON REZAGO ESPACIAL:  
MODELO CON EFECTOS FIJOS

Estimaciones	1960-1998	1990-1998
<i>Coefficiente <math>\beta</math></i>	-0.0885	-0.2296
Estadístico t	-4.5858	-4.2321
Probabilidad Marginal	0.0000	0.0000
Rho	0.0650	0.1767
Estadístico t	1.5110	2.0018
Probabilidad Marginal	0.1308	0.0453
$R^2$	0.0710	0.3694
$R^2$	0.0458	0.2784
$\sigma^2$	0.0030	0.0012
Log- de verosimilitud	494	104
Observaciones	904.2061	238.2647
<b>Efectos Fijos</b>		
I	0.0280 **	0.0750 ***
II	0.0805 ***	0.2132 ***
III	0.0077	0.0847 ***
IV	-0.0347 ***	-0.1009 ***
V	-0.0091	-0.0394 ***
VI	-0.0036	-0.0325 ***
VII	-0.0383 ***	-0.0720 ***
VIII	-0.0247 **	-0.0959 ***
IX	-0.0813 ***	-0.2013 ***
X	-0.0551 ***	-0.1285 ***
XI	-0.0109	-0.0580 ***
XII	0.0780 ***	0.1457 ***
RM	0.0146	0.0458 ***

\*Significativo al 1%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* Significativo al 10%.

**TABLA 5B**  
**ESTIMACION DEL MODELO CON ERRORES CORRELACIONADOS**  
**ESPACIALMENTE: MODELO CON EFECTOS FIJOS**

Estimaciones	1960-1998	1990-1998
<i>Coefficiente <math>\beta</math></i>	-0.0895	-0.2408
Estadístico t	-4.6413	-4.4018
Probabilidad Marginal	0.0000	0.0000
Lambda	0.0718	0.2062
Estadístico t	1.6899	2.3176
Probabilidad Marginal	0.0910	0.0205
$R^2$	0.0722	0.3796
$R^2$	0.0471	0.2900
$\sigma^2$	0.0030	0.0012
Log- de verosimilitud	904.4243	238.8016
Observaciones	494	104
<b>Efectos Fijos</b>		
I	0.0292 **	0.0821 ***
II	0.0814 ***	0.2265 ***
III	0.0082	0.0874 ***
IV	-0.0351 ***	-0.1033 ***
V	-0.0092	-0.0427 ***
VI	-0.0036	-0.0337 ***
VII	-0.0391 ***	-0.0801 ***
VIII	-0.0246 **	-0.0996 ***
IX	-0.0822 ***	-0.2130 ***
X	-0.0556 ***	-0.1358 ***
XI	-0.0117	-0.0645 ***
XII	0.0794 ***	0.1543 ***
RM	0.0144	0.0444 ***

\*Significativo al 1%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* Significativo al 10%.

También se estimó un modelo general que incluyera un rezago espacial y una estructura de errores correlacionada espacialmente. Los resultados obtenidos de este modelo fueron menos robustos que los que se muestran en las Tablas 4 y 5.

De todos los modelos estimados, el modelo con errores espacialmente autocorrelacionados es el que presenta un mejor ajuste, tanto por el nivel de significancia como por los coeficientes de determinación ajustados por los grados de libertad.

Efectivamente, las estimaciones de  $\lambda$  y  $\rho$ , que representan las interconexiones espaciales, son altamente significativas para la década de los 90, mientras que para el período completo la significatividad no es tan clara. El coeficiente de convergencia estimado bajo distintos supuestos de dependencia espacial no cambia significativamente respecto al modelo inicial que la ignoraba, pero sí existen cambios interesantes en el modelo de errores correlacionados espacialmente con efectos fijos, donde los coeficientes asociados a las regiones que conforman el grupo (cluster) de las que tienen productos *per cápita* por sobre el promedio y vecinos con características similares son los más altos que los efectos fijos estimados sin tratar la autocorrelación espacial (Tabla 3a). La región I pasa de tener un efecto fijo de 8.12% a 8.21%, la región II de 22.4% a 22.6% y la región III de 8.68 a 8.74%. Por otro lado, las regiones del cuadrante III, a su vez, tienen a tener los valores más negativos. La región VIII con un efecto fijo negativo en la década de los 90 de -9.87% en la Tabla 3a pasa a -9.96%, el efecto fijo de la región IX disminuye de -21.04% a 21.30% y, por último, la región X pasa de -13.41% a -13.58%. Por lo tanto, el control de la autocorrelación espacial de los errores MC aumenta la disparidad de los estados estacionarios de las regiones chilenas. Esto implica que existen características comunes en estos grupos que hace que tengan un patrón evolutivo diferente al del resto de las regiones del país.

## 5. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo consistió en revisar el análisis de convergencia del crecimiento regional de Chile en las últimas cuatro décadas, con instrumental proveniente de la econometría espacial.

Desde la perspectiva de la econometría espacial, se corroboran la mayoría de las conclusiones obtenidas por Fuentes (1996) y Morandé *et al.* (1996). Sin embargo, se obtienen algunas conclusiones adicionales que merecen reportarse.

Primero, un indicador de dependencia espacial muestra que en la última década, la de mayor crecimiento de las cuatro analizadas, crece notablemente la interdependencia espacial, formándose dos grupos de regiones con características opuestas y que evidentemente atentaría contra la idea de que las regiones estarían convergiendo hacia un estado estacionario común. En este período, no se corroboraría la idea de que las diferencias de crecimiento entre las regiones estén disminuyendo las diferencias entre sus niveles de producción por persona. Esta conclusión es reforzada por el análisis gráfico de Moran (Moran's Scatterplot) y por las estimaciones de las ecuaciones de convergencia para el período 1990-1998.

Adicionalmente, se detectan dos grupos (clusters) de regiones con alta interdependencia espacial. El primero está conformado por regiones que tienen un producto *per cápita* por debajo del promedio nacional y a su vez sus vecinos tienen condiciones similares. Las regiones de este grupo son la VIII, la IX y la X (grupo rezagado o recesivo). El segundo grupo está formado por regiones con un nivel de producto *per cápita* por sobre el promedio del país, con vecinos con características similares (zona caliente o “hot spot”) y lo conforman la I, II y III región. Es importante mencionar que el primer grupo se detecta desde la década de los 60s, mientras que el segundo grupo parece haber surgido sólo en la década de los 90s.

Finalmente, es importante notar que las diferencias de crecimiento entre las regiones chilenas parecen exacerbarse en el período de mayor crecimiento de la economía, lo que implica que si uno de los objetivos de la política del gobierno es promover igualdad de oportunidades para todos los habitantes independientemente del territorio donde habiten, se deberán diseñar políticas especiales destinadas a balancear el crecimiento, ya que pareciera ser que la economía por sí sola no ayudará a este objetivo.

#### BIBLIOGRAFÍA

- Anselin, L. (1988). “Spatial Econometrics: Methods and Models”. Kluwer. Dordrecht.
- (1993). “The Moran Scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association”, GISDATA Specialist Meeting on GIS and Spatial Analysis, Amsterdam.
- (1995). “Local Indicators of spatial association-LISA”, *Geographical Analysis*, 27. 93-115.
- Balestra, P. (1992). “Fixed Effect Models and Fixed Coefficient Models”, en *Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics*. Volume 28. The Econometrics of Panel Data: Handbook of Theory and Applications. Matyás, L. and Svestre, P. Kluwer Academic Publishers.
- Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*, McGraw-Hill.
- Benabou, R. (1993). “Workings of a City: Location, Education, and Production”, *Quarterly Journal of Economics*, 108 (3): 619-52, August.
- Canova, F. y A. Marcet (1995). “The Poor Stay Poor: Non-Convergence across Countries and Regions”. *CEPR Discussion Paper* 1265.
- De la Fuente, A. (1997). “The empirics of growth and convergence: a selective review”. *Journal of Economic Dynamics and Control* 21 (1), Jan., pp. 23-74.
- Durlauf, S.N. and Quah, D. T. (1998). “The New Empirics of Economic Growth”, *Centre for Economic Performance Discussion Paper* 384. December.
- Durlauf, S.N. (1996). “A Theory of Persistent Income Inequality”, *Journal of Economic Growth*, 1 (1), 75-93, March.
- Fingleton, B. (1999). “Estimates of Time to Economic Convergence: An Analysis of Regions of the European Union”, *International Regional Science Review*, 22 (1), 5-34. April.

- Fuentes, R.(1996). “¿Convergen las regiones de Chile?: Una Interpretación”. En: *Análisis Empírico del Crecimiento en Chile*. Morandé, F.G. y Vergara R. ILADES/Georgetown University.
- Getis, A. and K. Ord (1992). “The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics”, *Geographical Analysis*. 24, 189-206.
- Griffith, D.A. (1996). *Practical Handbook of Spatial Statistics*. CRC Press.
- Krugman, P. (1991). “Increasing Returns and Economic Geography”. *Journal of Political Economy*.
- LeSage, J. P. (1999). “Spatial Econometrics using Matlab”. University of Toledo. <http://www.spatial-econometrics.com>
- Lopez-Bazo, E., Vayà, E., Mora, A.J. and Suriñach, J. (1999). “Regional economic dynamics and convergence in the European Union”, *Annals of Regional Science*, 33, 343-370.
- Mancha, T. (1999). “Integración Económica y Desigualdades Regionales: El Caso Español en el Contexto de la UE”. Documento de Trabajo presentado en el Seminario “Integración Económica y Convergencia Regional”. Buenos Aires. Argentina.
- Morandé, F.G., Soto, R. y Pincheira, P. (1996). “Achilles, the Tortoise, and Regional Growth in Chile”, en: *Análisis Empírico del Crecimiento en Chile*. Morandé, F.G. y Vergara R. ILADES / Georgetown University.
- Openshaw, S., Brundson C. and Charlton M. (1991). “A Spatial Analysis Toolkit for GIS”, EGIS’91 Proceedings of the Second European Conference on Geographical Information Systems, 788-96. Utrecht. EGIS Foundation.
- Openshaw, S., Cross A. and Charlton M. (1990). “Building a Prototype Geographical Correlates Exploration Machine”, *International Journal of Geographical Information Systems*, 4, 297-311.
- Puga, Diego (1998). “Rising and Fall of Regional Inequalities”, *European Economic Review* 43(2), February 1999: 303-334.
- Quah, Danny T. (1992). “International Patterns of Growth: I. Persistence in Cross-Country Disparities”, *Working Paper*, LSE, London. October.
- (1996). “Regional convergence clusters across Europe”, *European Economic Review* 40 (3-5), 1951-1958, April.
- (1997). “Empirics for growth and distribution: Stratification, polarization and convergence clubs”. *Journal of Economic Growth*, 2 (1), 27-59, March.
- (1999). “Ideas determining convergence clubs”, *Working Paper* (Incomplete Version).
- Raymond and Garcia (1994). “Las Disparidades del PIB per cápita de las Comunidades Autónomas y la Hipótesis de Convergencia”. *Papeles de Economía Española* 59, 1994.
- Rey, Sergio J. and Brett D. Montouri. (1999). “US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective”. *Regional Studies*, 33 (2), 143-156.
- Rey, Sergio J. (1999). “Spatial Empirics for Economic Growth and Convergence”. *Mimeo*, UCSD, USA.
- Romer, Paul M. (1986). “Increasing Returns and Long-run Growth”, *Journal of Political Economy*, 94 (5), 1002-1037, October.
- Sachs, Jeffrey, (1997). “Geography and Economic Transition”. *HIID Working paper*.

- Sala-i-Martin, Xavier. (1996). "Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence", *European Economic Review*, 40 (6), 1325-1352, June.
- (1997). "I just Ran Two Million Regressions", *American Economic Association Papers and Proceedings*, 87 (2): 178-183, May.