

ECONOMÍA

Revista del Departamento de Economía
Pontificia Universidad Católica del Perú

Volumen XXVII, n.^{os} 53-54, junio-diciembre 2004

Contenido

Artículos	Área de Libre Comercio para las Américas: ¿emulación integracionista y construcción de actores? JAVIER IGUÍÑIZ ECHEVERRÍA	9
	Divergencia y convergencia regional en el Perú: 1978-1992 EFRAÍN GONZALES DE OLARTE Y JORGE TRELLES CASSINELLI	35
	<i>El centro y la periferia</i> , una aproximación empírica a la relación entre Lima y el resto del país GIOVANNA AGUILAR Y GONZALO CAMARGO	65
	¿Cuál es el destino de los países abundantes en recursos minerales? Nueva evidencia sobre la relación entre recursos naturales, instituciones y crecimiento económico CECILIA PERLA	99
	Country Risk: an empirical approach to estimate the probability of default in emergent markets GONZALO CAMARGO CÁRDENAS Y MAYKO CAMARGO CÁRDENAS	173
	Indicadores líderes, redes neuronales y predicción de corto plazo JAVIER KAPSOLI SALINAS Y BRIGITT BENCICH AGUILAR	213
	Competencia y circulación de las elites económicas: teoría y aplicación al caso del Perú ADOLFO FIGUEROA	255
Reseñas	Blim, Michael, <i>Equality & Economy. The global challenge</i> HÉCTOR OMAR NOEJOVICH	295

Cárdenas, Enrique, José Antonio Ocampo y Rosemary Thorp. <i>Industrialización y estado en la América Latina: la leyenda negra de la posguerra</i> LUIS MIGUEL ESPINOZA BARDALES	300
Quiroz, Alfonso W., <i>Domestic and foreign finance in modern Peru 1850-1950. Financing visions of development</i> MATTEO STIGLICH	306
Vásquez Huamán, Enrique, <i>Estrategias del poder. Grupos económicos en el Perú</i> JUAN CARLOS SOTO	309

Divergencia y convergencia regional en el Perú: 1978-1992

Efraín Gonzales de Olarte

Jorge Trelles Cassinelli

RESUMEN

Se presenta un trabajo exploratorio acerca de la hipótesis de convergencia regional, aplicada al caso peruano para el período 1978-1992. La investigación incluye un elemento importante, por lo general ignorado en los estudios sobre crecimiento económico: la organización espacial de la economía en regiones. Con tal propósito, se ha realizado el análisis empírico empleando herramientas de Econometría Espacial, aplicándolas a un modelo de datos de panel con efectos fijos y errores SAR(1).

Los resultados muestran la inexistencia de tendencias hacia la convergencia condicional, lo que significa que los departamentos del Perú, como tales, carecen de sendas de crecimiento estables en el mediano plazo. Los datos muestran también que durante los períodos de hiperinflación y de aplicación de políticas de ajuste, los departamentos más pobres presentaron factores de retardo. Finalmente, el análisis muestra que el gasto público juega un rol muy importante para compensar las fuerzas impulsoras y retardatarias, y que el impacto del mismo es más favorable al crecimiento cuando se toma en cuenta las regiones en lugar de los departamentos. Estos resultados refuerzan la necesidad de la integración de los departamentos en regiones.

ABSTRACT

This is a paper on the Regional Convergence Hypothesis, applied to the Peruvian case during the 1978-1992 period. The research considers an important element, generally neglected by studies on economic growth: the spatial organization of the economy in regions. For that purpose, the empirical analysis has used spatial economic tools, applied to a panel data model with fixed effects and SAR (1) errors.

The findings show the absence of trends towards conditional convergence, which means that the Peruvian Departments as such lack steady growth paths in the medium term. The data also show that during the hyperinflation and structural adjustment periods, the less developed Departments presented slow down factors. Finally, the analysis shows that the public expenditure plays an important compensatory role of the decelerating and accelerating forces of growth, and that its impact is more favorable to growth when regions are considered, instead of the Departments. These results reinforce the idea that integration of the Departments into regions is necessary.

Introducción

Uno de los problemas contemporáneos es saber si el crecimiento económico conduce a la igualación de resultados en producción e ingresos entre países y, dentro de los países, entre sus regiones y localidades integrantes; y si, en el largo plazo, los países y regiones de cada país tienden a la convergencia económica, es decir, a la igualación del crecimiento. Detrás de esta idea existen ciertos procesos implícitos que estarían en la base de la tendencia a la igualación de las tasas de crecimiento, tales como rendimientos de escala parecidos en todos los países y regiones, difusión tecnológica sin barreras, mercados funcionando sin obstáculos y movilidad fluida de factores, los que deberían llevar a una tendencia de la igualación de los precios de bienes y factores. En consecuencia, cualquier evidencia sobre divergencia sería señal de que alguno o varios de estos procesos no se están cumpliendo, por lo que es necesario saber por qué.

Ciertamente, el crecimiento económico es uno de los objetivos más importantes que todo país debe alcanzar y mantener. En economías pequeñas y en proceso de desarrollo, como la peruana, dicho crecimiento depende de factores externos e internos. El tamaño y calidad del comercio internacional, el acceso a capitales en los mercados internacionales, la inversión extranjera directa y la capacidad de absorción de tecnología son los principales factores externos. Entre los factores internos más importantes, tenemos a la inversión pública, la inversión privada, las capacidades empresariales, la actividad de ciencia y tecnología, la disponibilidad de capital humano y la calidad del Estado. Cuando están presentes estos factores, las posibilidades de crecimiento y desarrollo son mayores, así como las posibilidades de converger con otros países.

Lo que sucede a nivel nacional es, en realidad, el resultado de la organización de la economía en el espacio, donde se encuentran localizados los sectores productivos, los agentes económicos y las instituciones, que son favorecidos o afectados por los factores de crecimiento. Por ello, es imprescindible saber si la economía en el espacio, organizada por regiones económicas y localidades, genera procesos de crecimiento regional que tienden a la convergencia o no. Es obvio que si una economía nacional tiene regiones que tien-

den a la divergencia, también algunos de los factores impulsores del crecimiento están funcionando de manera asimétrica. Si la divergencia espacial no tiene mecanismos endógenos para la equidad en el bienestar, se justificaría una intervención estatal correctora de desigualdades espaciales.

En esta perspectiva, el principal problema del desarrollo regional en el Perú es la desigualdad del crecimiento entre departamentos y, sobre todo, de cada departamento con relación a Lima. Este problema se traduce en la permanencia de una brecha de ingresos, producción y productividades entre Lima y el resto de departamentos; entre departamentos de costa, sierra y selva; o entre las ciudades y sus entornos rurales. El crecimiento y desarrollo tienden a focalizarse en espacios territoriales precisos: en ciudades grandes, la costa y en Lima. Es, pues, notorio que existe un problema de divergencia en el crecimiento espacial del Perú, que perdura desde hace mucho tiempo y que parece haberse agudizado en los últimos trece o catorce años (Gonzales de Olarte y Levano 2001) y que aún no ha sido debidamente esclarecido.

El objetivo de este trabajo es explorar algunos determinantes de las desigualdades regionales en el Perú, tratando de analizar la hipótesis de la convergencia-divergencia. Para ello plantearemos modelos de convergencia, luego trataremos de ilustrarlo empíricamente sobre la base de la información estadística existente. También trataremos de explicar hasta qué punto la intervención del Estado peruano favorece a la convergencia. Debemos señalar, sin embargo, que la calidad de los datos sobre variables económicas regionales no es buena, sobre todo las series largas; en consecuencia, nuestros resultados deberán ser mejorados y precisados cuando dispongamos de nueva información.

Nuestro propósito adicional es tratar de llamar la atención sobre ciertas tendencias de las economías regionales peruanas para que sirvan de puntos de reflexión para la promoción del desarrollo equitativo, que se presenta en la agenda del proceso de descentralización iniciado a principios del 2003.

1. El problema

El problema central es por qué no se da un crecimiento homogéneo de las regiones en el Perú. La dinámica económica en el espacio, a través de una fluida movilidad del cambio técnico, inversiones y personas capacitadas ha terminado llevando al crecimiento desequilibradamente o de causación acumulativa (Hirschman 1958, Krugman 1991), lo cual ha generado un centro que crece más rápido que la periferia y que no difunde los frutos de su crecimiento hacia ella. En consecuencia, deberíamos explorar las causas de la ausencia de convergencia y, sobre todo, esclarecer de qué tipo de convergencia se trata. Por otro lado, es importante analizar qué factores explican el crecimiento desigual de las regiones dentro de un proceso de crecimiento más bien divergente.

De acuerdo a la Teoría Neoclásica de Crecimiento, las economías con tecnologías, preferencias e instituciones similares se acercarán a un mismo estado estacionario (*convergencia absoluta*). Bajo las mismas condiciones, la economía más atrasada —que posee un menor *stock* de capital *per cápita*— crecerá más rápido que la economía más avanzada debido a la ley de los rendimientos decrecientes del capital.

Dado que la mayor parte de la evidencia empírica favorece a los modelos de crecimiento endógeno —basados en la existencia de rendimientos constantes o crecientes del capital— que predicen ausencia de convergencia, se desarrolló el concepto de *convergencia condicional o relativa*¹ (Barro y Sala-i-Martin 1995). Así, si las preferencias, tecnologías e instituciones difieren entre economías, es de esperar que cada economía tienda a su propio estado estacionario. De esta manera, el crecimiento de cada economía será mayor cuanto más alejado esté de su equilibrio de largo plazo.

Por otro lado, en un reciente trabajo, Fujita y Thisse (2002) señalan que el crecimiento de la economía depende de la organización espacial

¹ En el presente trabajo sólo trataremos con la β convergencia condicional, i.e. teniendo en cuenta al menos una variable explicativa que afecte el estado estacionario de cada región.

del sector económico innovador dentro de las regiones de un determinado país. Sin embargo, un problema fundamental en América Latina es la centralización económica, que afecta considerablemente el desempeño de las regiones periféricas en su desarrollo espacial. La centralización económica inhibe o reduce las posibilidades de crecimiento y no brinda a las regiones los medios económicos necesarios para generar empleo e ingresos, e incluso no permite generar los recursos fiscales para cubrir el gasto en educación y salud.

En el Perú, el tema de la divergencia regional ha sido abordado por algunos estudios (Agüero 2000, Gonzales de Olarte y Levano 2001), los cuales concluyen que no existe una tendencia, estadísticamente satisfactoria, para aceptar dicha hipótesis. Sin embargo, cuando se observa los datos estadísticos disponibles, existen brechas absolutas y relativas en el crecimiento entre el centro (Lima) y la periferia (resto de departamentos).

Estos avances en la investigación sobre el tema nos llevan a varias preguntas que tienen que ver con los patrones de crecimiento regional en un país como el Perú, que se organiza espacialmente basándose en un sistema centro-periferia que no genera oportunidades iguales para el desarrollo convergente. Dado que hay evidencias de divergencia en el crecimiento regional, ¿habrá alguna tendencia a la convergencia regional si tomamos en cuenta el papel redistribuidor del Estado, sobre la base del gasto del gobierno, como un elemento del crecimiento económico descentralizado?, ¿poseen los departamentos (regiones) algunas características económicas que les permita desarrollarse?, ¿son independientes en términos espaciales las regiones o es que, por el contrario, sus relaciones con otras regiones sí importa?

En lo que sigue del artículo, trataremos de responder a estas preguntas. Nuestro análisis permitirá dar algunas luces sobre las características del crecimiento económico regional en el Perú durante el período 1978-1992.

2. El modelo de convergencia: un análisis de datos de panel

Los modelos de convergencia son relativamente sencillos y son un paso necesario para continuar explorando sobre los determinantes del crecimiento en los espacios regionales.

Para la estimación del modelo de convergencia, hemos decidido trabajar con datos de panel, pues toma en cuenta la heterogeneidad individual (en este caso regional), permitiendo incorporar efectos individuales. En el presente documento, trabajaremos con un modelo de efectos fijos. Este supuesto es bastante razonable, pues permite la presencia de correlación entre los efectos individuales y las variables exógenas.

El modelo de efectos fijos está basado en la siguiente ecuación de convergencia:

$$\Delta \ln y_{it} = \alpha_i + y_{it-1}\beta + \Delta \ln g_{it-1}\delta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

donde y_{it} es el PBI per cápita del i -ésimo departamento en el momento t , α_i son los efectos individuales de cada una de las i regiones y β es el parámetro de convergencia. Además, hemos incorporado la tasa de crecimiento del gasto de gobierno per cápita rezagada un período ($\Delta \ln g_{it-1}$) para poder controlar las diferencias en los estados estacionarios (i.e. realizar un análisis de β -convergencia condicional). Lo que se busca es ver si la dinámica económica de cada uno de los 24 departamentos del Perú tiene influencia en cada uno de los otros y si la acción del gobierno tiene alguna influencia.

Este modelo permitirá incorporar las diferencias regionales basándose en la metodología de datos de panel con efectos fijos y será estimado por MCO. Para llevar a cabo la implementación empírica nos estamos basando principalmente en los trabajos de Aroca y Bosch (2000), Kelejian y Prucha (1999), y Druska y Horrace (2003).

Aroca y Bosch (2000) utilizan modelos de Econometría Espacial para analizar el crecimiento económico en el caso chileno. Kelejian y Prucha (1999) presentan una estimación por el método de momentos del parámetro autorregresivo en un modelo con errores espaciales. Druska y Horrace (2003) generalizan lo hecho por Kelejian y Prucha para el caso de datos de panel.

Los datos utilizados tienen una frecuencia anual y van desde 1970 a 1996. Las estimaciones se llevaron a cabo para los siguientes períodos: 1978-1985, 1986-1992 y 1970-1996. La división hecha se realizó para poder comparar estos resultados con los obtenidos teniendo en cuenta los efectos espaciales. Como se verá más adelante, nuestro análisis estadístico no encuentra relación espacial entre los departamentos durante los períodos 1970-1977 y 1993-1996.

Los resultados de la estimación se presentan a continuación:

Cuadro 1
Estimación del modelo con efectos fijos regionales

	1970-1996	1978-1985	1986-1992
coeficiente β	-0.000483	-0.001925	-0.001848
estadístico t	-3.796902	-5.814745	-4.132126
coeficiente δ	0.322020	-0.018010	0.491787
estadístico t	9.061453	-0.373231	6.329477
R^2	0.139423	0.223615	0.251726
Observaciones	600	192	169
Efectos fijos			
Lima y Callao	0.050771	0.311482*	0.204045**
Piura	0.005673	0.209914*	0.006113
Tumbes	0.007310	0.143404*	0.033227
Lambayaque	0.026136	0.185196*	0.12858
Cajamarca	-0.007466	0.048111	-0.010936
Amazonas	0.018203	0.080512	0.034485
La Libertad	0.021141	0.133853**	0.119816
Ancash	-0.017763	0.046115	0.008715
Arequipa	0.040356	0.228654*	0.164102***
Moquegua	0.136415 *	0.859272*	0.414827*
Tacna	0.013238	0.217808*	0.100558
Puno	-0.015637	0.063331	-0.020905
Junin	0.013470	0.176194*	0.052287
Pasco	0.005479	0.151047*	0.037879
Huánuco	-0.019117	0.088506***	-0.017718
Cusco	0.005169	0.07547	0.028557
Apurímac	0.007646	-0.004886	-0.032294
Madre de Dios	0.028765	0.247681*	0.111077
Loreto	0.071853 ***	0.641472*	0.095257
San Martín	-0.006126	0.132327***	0.009682
Ucayali	0.009595	0.105804***	0.047211
Ica	0.006574	0.170815*	0.078959
Ayacucho	-0.026604	0.003026	-0.042461
Huancavelica	-0.002911	0.061127	-0.016508

*** significativo al 10% ** significativo al 5% * significativo al 1%

Como se observa en el período 1970-1996, el coeficiente estimado de β es negativo y significativo, pero demasiado pequeño, llevándonos a concluir que no existe convergencia regional condicional, pues implica una velocidad de convergencia muy lenta. En consecuencia, el crecimiento de cada uno de los departamentos no tiene una tendencia definida. Asimismo, la estimación realizada muestra que la tasa de crecimiento del gasto per cápita es una variable importante en la evolución de la tasa de crecimiento del PBI *per cápita*; es decir, que el gasto del gobierno si tiene algún efecto sobre el crecimiento regional.

Por otro lado, los dos departamentos que presentan factores impulsores del crecimiento son Loreto y Moquegua; aquí es necesario realizar una investigación adicional para esclarecer este comportamiento. Sin embargo, una primera explicación para el caso de Moquegua es que este departamento posee una baja población en términos relativos e importantes yacimientos mineros, lo cual hace que su PBI *per cápita* no guarde proporción con el resto de departamentos.

Si separamos el análisis en dos períodos –1978-1985 y 1986-1992–, obtenemos que en ambos períodos el parámetro de convergencia sigue siendo bajo (0.2%), pero significativo. Sin embargo, sólo en el segundo período, la tasa de crecimiento del gasto *per cápita* ayuda a explicar la evolución de la tasa de crecimiento del PBI *per cápita*. Esta etapa corresponde con la aplicación de un modelo de política económica estatista, lo que plantea la hipótesis de la existencia de una convergencia condicional, si es que el gasto público es alto.

En el período 1978-1985, son los departamentos de Moquegua, Loreto y Lima los que presentan mejores factores impulsores del crecimiento (efectos individuales). A éstos le siguen los departamentos de Madre de Dios, Arequipa, Tacna, Piura, Lambayeque, Junín, Ica, Pasco, Tumbes, La Libertad, San Martín, Ucayali y Huánuco. En cambio, en el período 1986-1992, son los departamentos de Moquegua, Lima y Arequipa los únicos que presentan factores impulsores del crecimiento. Estos resultados plantean también como hipótesis que Lima y, en segundo lugar, Moquegua constituyen centros de crecimiento regional, aun bajo distintos regímenes de política económica. En cambio, alguno de los otros departamentos tienen factores de crecimiento menos durables en el tiempo.

Sin embargo, y como señalan Moreno y Vayá:

«Es habitual encontrar trabajos en los que, para diferentes ámbitos geográficos, se analice la existencia o no de convergencia regional en base a la ecuación tradicional de β convergencia. [...] Una de las principales críticas que cabría hacer a este tipo de análisis [...] es que prescinden por completo del espacio, como si las regiones fueran unidades aisladas dentro de un territorio mayor ajenas al comportamiento del resto.» (2002)

Es decir, como no hemos tomado en cuenta aspectos espaciales como las distancias y los costos de transporte, pues todos los departamentos parecieran estar en el mismo punto, nuestros resultados pueden estar influenciados por este hecho. Para dilucidar esta hipótesis es necesario acudir a la Econometría Espacial,² que toma en cuenta la estructura y/o interrelaciones espaciales.

3. El modelo de convergencia con consideraciones espaciales: un análisis de datos de panel espacial

En general, los estudios de convergencia, absoluta o condicional, no toman en cuenta el espacio; es decir, suponen que los factores espaciales no afectan las tendencias del crecimiento. Esto es obviamente un serio olvido, sobre todo cuando se quiere analizar procesos de crecimiento regional en algún país geográficamente grande.

A continuación se presenta un breve resumen de diversos estudios realizados sobre el tema:

El trabajo de Aroca y Bosch (2000) muestra evidencias de la importancia de la dependencia espacial en la formación de *clusters* (conglomerados) regionales en Chile para el período 1990-1998. Dichos conglomerados están compuestos por regiones de altas y bajas tasas de crecimiento, llevando a los autores a concluir la existencia de un proceso creciente de divergencia del crecimiento del PBI *per cápita*.

² Una primera aproximación a los modelos de Econometría Espacial puede encontrarse en Anselin (2001). Un estudio más completo puede hallarse en Anselin (2003).

El trabajo de Niebuhr (2001) indica que los modelos que analizan β convergencia sin tener en cuenta explícitamente las consideraciones espaciales sufren de error de especificación. Tomando en cuenta los efectos espaciales, la autora halla un proceso de convergencia en 71 regiones alemanas en el período 1976-1996. El modelo más parsimonioso considera un rezago espacial de la variable dependiente como explicativa. Este hecho posiblemente se relaciona con la matriz de pesos espaciales que dicho estudio utiliza.

El trabajo de Moreno y Vayá (2002) encuentra que las interrelaciones espaciales son importantes en el crecimiento de las regiones de la Unión Europea en el período comprendido entre 1975 y 1992. La tasa de convergencia obtenida es del 2.5%.

Por su parte, Lundberg (2002) muestra la existencia de correlación espacial positiva entre las tasas de crecimiento de 271 municipalidades suecas durante 1981-1990. Además, se observa la presencia de convergencia condicional –utilizando diferentes covariables locales– hallando una velocidad de convergencia del 1.2%.

Es importante mencionar que, en tres de los trabajos antes mencionados, el modelo espacial que posee mejor ajuste para la tasa del crecimiento del PBI es el del rezago espacial en errores.

Así, la finalidad de esta sección es contrastar la presencia de correlación espacial en los residuos de la regresión realizada vía MCO. Para tal propósito se utilizó el estadístico más citado en la literatura para probar la existencia de dependencia espacial: el I de Moran³ (EIM). Dicho estadístico tiene como hipótesis nula la no-dependencia espacial y posee una distribución asintótica normal típica.

³ Véase anexo A1. Información acerca de tests para contrastar la presencia de correlación espacial en modelos *panel data* se puede encontrar en Baltagi, Song y Koh (2001).

El estadístico, aplicado al caso peruano y sus regiones, para los diversos años obtuvo los siguientes valores:

Estadístico I de Moran	
año	z score
1972	1.53*
1973	3.25
1974	0.84*
1975	0.81*
1976	1.57*
1977	0.40*
1978	5.75
1979	2.19
1980	2.12
1981	3.80
1982	7.40
1983	6.22

* no significativo al 5%

Estadístico I de Moran	
año	z score
1984	1.73
1985	1.45*
1986	10.07
1987	4.40
1988	7.78
1989	8.10
1990	1.78
1991	-2.85
1992	5.68
1993	1.23*
1994	-0.89*
1995	5.64
1996	-0.62*

* no significativo al 5%

El EIM, positivo y significativo en los distintos años, sugiere la existencia de correlación espacial positiva, lo cual indicaría que las regiones con similar tasa de crecimiento del PBI *per cápita* se encuentran espacialmente más aglomeradas (*clustered*) que lo esperado por el mero azar. Por lo tanto, la correlación espacial debería ser incorporada en el análisis empírico.

Estos resultados también señalan que: 1) Durante el período 1972-1977 no existiría dependencia espacial. 2) La dependencia espacial ha sido muy fuerte en la segunda mitad de la década de 1980. 3) En el año 1991 el EIM es negativo y significativo, lo que reflejaría que la tasa de crecimiento en una región se realizó a expensas de sus vecinos. 4) A partir de dicho año parece no existir dependencia espacial, lo que indicaría desarticulación espacial de las regiones, probablemente por lo dicho en el punto 3.

A la luz de estos hallazgos, es pertinente hacer el análisis para el período 1978-1992, aunque para ello necesitamos afinar el instrumento. Desde un punto de vista econométrico, Moreno y Vayá señalan claramente las consecuencias de la correlación espacial en las estimaciones MCO:

«Si bien las estimaciones seguirán siendo insesgadas, sin embargo serán ineficientes dado que la matriz de varianzas y covarianzas del término de perturbación será no esférica, a la vez que la varianza residual será sesgada, siendo las predicciones de MCO ineficientes. Todo ello lleva a sesgar la inferencia basada en los tests de significación de la t-student y en el coeficiente de determinación R^2 (el cual estará sobrevalorado).» (2002)

Teniendo en consideración este problema, y recogiendo en i (es decir, por individuos), el modelo de efectos fijos incorporando la correlación espacial viene expresado por:⁴

$$\Delta \ln y_t = \alpha + y_{t-1}\beta + \Delta \ln g_{t-1}\delta + u_t \quad t = 1, \dots, T$$

$$u_t = \rho_t W_t u_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

donde $\alpha' = [\alpha_1, \dots, \alpha_N]$, ρ_t es el parámetro de correlación espacial y W_t es la matriz (N x N) de pesos espaciales compuesta por constantes conocidas.

Lo primero que hicimos fue estimar ρ_t y la varianza del error ε_t (σ_t^2) vía el método de momentos, luego hallamos los estimadores promedio parcialmente restringidos de ρ_t y σ_t^2 considerando los períodos quinquenales de: 1970-1975, 1976-1980, 1981-1985, 1986-1990 y 1991-1996.

⁴ Información sobre modelos de datos de panel espaciales puede obtenerse en Elhorst (2001).

El procedimiento completo se encuentra en el anexo A2. Los resultados obtenidos para el período 1978-1992 son presentados a continuación:

año	$\hat{\rho}_t$	$\hat{\sigma}_t^2$
1978	0.85	0.00299
1979	0.36	0.00893
1980	0.38	0.01285
1981	0.48	0.00439
1982	0.62	0.00348
1983	0.60	0.01502
1984	0.27	0.00661
1985	0.35	0.00920

año	$\hat{\rho}_t$	$\hat{\sigma}_t^2$
1986	0.72	0.02175
1987	0.49	0.01079
1988	0.60	0.01547
1989	0.73	0.02141
1990	0.26	0.01727
1991	-0.95	0.00422
1992	0.55	0.00507

Estos resultados sugieren que un choque aleatorio positivo (negativo) en la economía tendría un impacto positivo (negativo) en el crecimiento de las regiones vecinas, afectando de esta manera a todo el sistema

Habiendo estimado el coeficiente de correlación espacial y la varianza, el siguiente paso fue hallar las diversas matrices $\hat{\Phi}_t$, para los períodos antes señalados. Finalmente, se transformó el modelo utilizando $\hat{\Phi}_t$, de manera que los disturbios sean esféricos, y luego se aplicó MCO.

Los resultados de dicha estimación los presentamos a continuación:

Estimación del modelo con errores correlacionados espacialmente: modelo con efectos fijos regionales

	1978-1985	1986-1992
coeficiente β	-0.001732	-0.000894
estadístico t	-5.60985	-3.733715
coeficiente δ	0.012803	0.219508
estadístico t	0.270656	3.385212
R ²	0.216562	0.205382
Observaciones	192	168
Efectos fijos		
Lima y Callao	2.774176*	0.448736
Piura	1.686963*	-0.682689
Tumbes	1.060578**	-0.63641***
Lambayaque	1.197176**	0.127841
Cajamarca	-0.22187	-0.576116
Amazonas	0.107805	-0.171184
La Libertad	0.68153	0.121646
Ancash	-0.23761	-0.456075
Arequipa	1.963771*	0.539193
Moquegua	8.169456*	1.299545***
Tacna	1.785688**	0.090493
Puno	-0.28083	-0.756719***
Junin	1.192455**	-0.316173
Pasco	0.89181***	-0.346667
Huánuco	0.13715	-0.93326**
Cusco	0.05084	-0.363021
Apurimac	-0.811707***	-0.666013***
Madre de Dios	1.867289*	-0.045259
Loreto	6.047137*	-0.48692
San Martín	0.960764**	-0.607078
Ucayali	0.62378	-0.262797
Ica	0.950851***	-0.250749
Ayacucho	-0.74281	-0.799247**
Huancavelica	-0.19461	-0.614085***

*** significativo al 10% ** significativo al 5% * significativo al 1%

Para un análisis más fino hemos agrupado los departamentos en las macro-regiones propuestas para la regionalización en el Perú.⁵ Como se aprecia, el parámetro de convergencia entre las regiones, aunque es negativo y significativo, sigue siendo demasiado bajo, lo cual nos lleva a rechazar la hipótesis de convergencia regional condicional en el Perú. Al igual que en el caso anterior, solo en el segundo período la tasa de crecimiento del gasto público *per cápita* ayuda a explicar la evolución de la tasa de crecimiento del PBI *per cápita*; esto permite plantear la hipótesis siguiente sobre el papel del Estado: las regiones se articulan gracias al gasto público redistributivo del gobierno central. Este hallazgo se complementa con los altos Índices de Moran que se observa de 1986 a 1989.

A diferencia del modelo de efectos fijos sin consideraciones espaciales, esta estimación nos muestra departamentos que poseen factores que retardan el crecimiento. Así, para el período 1978-1985, tenemos que solo Apurímac presenta factores que no le ayudan en su desarrollo (i.e. su efecto individual es negativo y significativo).

Adicionalmente, esta estimación discrimina mejor entre los departamentos de acuerdo a sus factores impulsores o retardadores del crecimiento. Durante el mismo período, podemos notar claramente los elevados (en términos relativos) y significativos efectos individuales de Moquegua, Loreto y Lima, respectivamente. Los siguientes departamentos en orden descendente son Arequipa, Madre de Dios, Tacna y Piura. Finalmente, están los departamentos de Junín, Lambayeque, Tumbes, Ica y Pasco. No se observa de manera general que las macro-regiones tengan comportamientos concordantes, salvo en la región Tumbes-Piura y en Arequipa-Moquegua-Tacna. Además, en cada macro-región encontramos por lo menos un departamento impulsor, salvo La Libertad-Ancash.

En el período 1986-1992, el único departamento que posee factores impulsores es Moquegua. Sin embargo, el número de departamentos que tienen factores retardadores del crecimiento se ha incrementado. Así tenemos en este grupo a Huancavelica, Tumbes, Apurímac, Puno, Ayacucho y Huánuco.

⁵ Véase Gonzales de Olarte (2003).

Aun cuando no se corrobora la hipótesis de convergencia regional condicional, el estadístico I de Moran significativo nos señala la importancia de las relaciones espaciales entre las regiones del Perú, i.e. la existencia de componentes del crecimiento regional compartido por regiones que se encuentran próximas entre sí.

Esto nos lleva a la siguiente interrogante: dado que existen departamentos que poseen factores retardadores del crecimiento y otros que tienen factores de impulso, y siendo la tasa de crecimiento del gasto público per cápita una variable importante en el crecimiento regional, ¿no será conveniente que el gasto del gobierno —en infraestructura y salud por ejemplo— sea prioritario en las regiones con factores retardatorios? O por el contrario, dado que no se observa dependencia espacial a partir del año 1992 entre las regiones, ¿no será que ya es demasiado tarde a la fecha y que dichos departamentos seguirán una senda de estancamiento independientemente de lo que haga el gobierno?

Esta es una pregunta que podrá ser contestada en cuanto mejoren las estadísticas departamentales en nuestro país.

4. Conclusiones

Las consideraciones espaciales —dependencia espacial— son un elemento importante del crecimiento regional en el Perú para el período 1978-1992. Regiones con altas tasas de crecimiento por un lado y áreas con bajo crecimiento por el otro tienden a aglomerarse en el espacio.

Sin embargo, parece no existir tendencia alguna hacia la convergencia condicional, lo que quiere decir que los departamentos en el Perú no tienen sendas de crecimiento estables en el mediano plazo. A pesar de esto, parece haber influencia de departamentos colindantes con factores de impulso, donde este parece estar contrarrestado por otros que tienen factores de retardo. En consecuencia, en el ámbito de cada región (agrupamiento de departamentos) parece haber tendencias contradictorias que serían las que no permiten un crecimiento regional estable. En el conjunto,

entonces, no es raro que no haya convergencia condicional cuando se trabaja con todos los departamentos.

En el presente artículo, encontramos que Moquegua es el único departamento que posee factores impulsores del crecimiento durante el período 1986-1992. No obstante, como se ha señalado anteriormente, este departamento posee una baja población, en términos relativos, e importantes yacimientos mineros, y, al parecer, buena parte de la población está vinculada directa o indirectamente a la explotación minera o a la industria refinadora, lo que hace que su PBI *per cápita* sea bastante distinto del resto de departamentos.

Asimismo, el análisis realizado muestra que durante este período de hiperinflación y de políticas de ajuste, son los departamentos actualmente más pobres los que presentan dichos factores de retardo: Huancavelica, Tumbes, Apurímac, Puno, Ayacucho y Huánuco.

El gasto público parece jugar un papel muy importante para compensar las fuerzas impulsoras y retardatarias. La hipótesis que surge es que gracias al gasto de gobierno, las fuerzas retardatarias son parcialmente compensadas. En consecuencia, una descentralización con un gasto más eficiente podría ayudar al crecimiento regional, de regiones integradas o macro-regiones, más que al crecimiento departamental.

Anexo A

Matriz de Pesos Espaciales y Estadístico I de Moran

Los elementos de la matriz W_t –matriz de pesos espaciales (MPE)– son elegidos teniendo en cuenta la proximidad geográfica, relaciones económicas o características físicas entre las unidades estudiadas. En el presente documento, formamos nuestra matriz W_t basándonos en el trabajo de Gonzales de Olarte (1982), teniendo en cuenta la división que allí se hace respecto a las regiones del Perú. La MPE estandarizada –i.e. cuyas filas sumen 1– se encuentra en la siguiente página.

Es importante señalar que la MPE más simple se basa en relaciones de contigüidad física entre los individuos, cuyos elementos serán iguales a 1, si dos individuos son vecinos, y cero en otro caso. Obviamente, esta matriz tendría ceros en su diagonal principal.

Dicha MPE estandarizada es un elemento esencial para la elaboración del estadístico I de Moran.⁶ Este estadístico para cada período t viene definido por:

$$I = \frac{\tilde{u}_t' W \tilde{u}_t}{\tilde{u}_t' \tilde{u}_t}$$

donde \tilde{u}_t es el error MCO.

La distribución asintótica bajo la hipótesis nula de no correlación espacial del EIM es normal estándar:

Una aproximación de sus dos primeros momentos son:

$$E[I] = -\frac{1}{n-1}$$

⁶ Véase Anselin (2001).

$$E[I^2] = \frac{n^2 S_1 - n S_2 + 3 S_0^2}{S_0^2 (n^2 - 1)}$$

donde:

n = tamaño de muestra (en este caso en particular, es el número de individuos)

$$S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$$

$$S_1 = \left(\frac{1}{2}\right) \sum_i \sum_j (w_{ij} + w_{ji})^2$$

$$S_2 = \sum_i (\sum_j w_{ij} + \sum_j w_{ji})^2$$

Para realizar inferencia se suele utilizar $z = \frac{I - E[I]}{SD[I]}$ con una distribución normal típica (aproximación).

Matriz de pesos espaciales estandarizada

	Amazonas	Ancash	Apurimac	Arequipa	Ayacucho	Cajamarca	Cusco	Huancavelica	Huancayo	Ica	Junin	La Libertad	Lambayeque	Lima y Callao	Loreto	Madre de Dios	Moquegua	Pasco	Puno	San Martin	Tacna	Tumbes	Ucayali		
Amazonas	0.00	0.20	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.20	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.20	0.00	0.00	0.00	0.20	
Ancash	0.10	0.00	0.00	0.00	0.00	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.00	0.10	0.10
Apurimac	0.00	0.00	0.00	0.07	0.07	0.00	0.00	0.07	0.07	0.07	0.07	0.00	0.00	0.00	0.07	0.00	0.07	0.07	0.07	0.00	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07
Arequipa	0.00	0.00	0.13	0.00	0.13	0.00	0.13	0.00	0.13	0.00	0.13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.13	0.00	0.00	0.13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.13	0.00
Ayacucho	0.00	0.00	0.10	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.10	0.00	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.10	0.10	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.10	0.00	0.00
Cajamarca	0.00	0.17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.17	0.00	0.00	0.17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.17	0.00	0.00	0.00	0.17	0.00
Cusco	0.00	0.00	0.00	0.07	0.07	0.00	0.00	0.07	0.07	0.07	0.07	0.00	0.00	0.00	0.07	0.00	0.07	0.07	0.07	0.00	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07
Huancavelica	0.00	0.00	0.10	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.10	0.00	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.10	0.10	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.10	0.00	0.00
Huancayo	0.00	0.07	0.07	0.07	0.07	0.00	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.00	0.00	0.07	0.07	0.00	0.07	0.07	0.00	0.00	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07
Ica	0.00	0.00	0.10	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.10	0.00	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.10	0.10	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.10	0.00	0.00
Junin	0.00	0.08	0.08	0.00	0.08	0.00	0.08	0.00	0.08	0.00	0.08	0.08	0.00	0.08	0.08	0.08	0.00	0.00	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.08	0.08
La Libertad	0.10	0.00	0.00	0.00	0.00	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.10	0.00	0.10	0.10	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.00	0.10	0.00	0.10	0.00	0.10
Lambayeque	0.00	0.17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.17	0.00	0.00	0.17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.17	0.00	0.00	0.00	0.17	0.00
Lima y Callao	0.00	0.13	0.00	0.00	0.13	0.00	0.00	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Loreto	0.09	0.09	0.09	0.00	0.00	0.09	0.09	0.00	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.00	0.00	0.09	0.00	0.09	0.09	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Madre de Dios	0.00	0.00	0.00	0.00	0.09	0.00	0.00	0.09	0.09	0.09	0.09	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.09	0.09	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Moquegua	0.00	0.00	0.14	0.00	0.00	0.00	0.14	0.00	0.00	0.14	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.14	0.00	0.00	0.14	0.00	0.00	0.00	0.00	0.14	0.00
Pasco	0.00	0.08	0.08	0.00	0.08	0.00	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.00	0.08	0.08	0.08	0.00	0.00	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.08	0.00
Puno	0.00	0.00	0.17	0.17	0.00	0.00	0.17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.17	0.17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.17	0.00
San Martin	0.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Tacna	0.09	0.09	0.09	0.00	0.09	0.00	0.09	0.00	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.00	0.00	0.09	0.00	0.09	0.09	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Tumbes	0.00	0.00	0.13	0.00	0.00	0.00	0.13	0.00	0.13	0.00	0.13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.13	0.00	0.00	0.13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.13	0.00
Ucayali	0.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	0.08	0.08	0.08	0.00	0.00	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.00	0.00	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Anexo B

Estimación del modelo de efectos fijos con errores correlacionados espacialmente

Dado el modelo de efectos fijos estándar:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

donde β es un vector de parámetros ($k \times 1$) y x_{it} es un vector ($1 \times k$). Como es usual, T se supone fijo.

Recolectando en i , el modelo se expresa:

$$(I) \quad y_t = \alpha + x_t \beta + u_t \quad t = 1, \dots, T$$

donde $\alpha' = [\alpha_1, \dots, \alpha_N]$, x_t es una matriz ($N \times K$) y $u_t' = (u_{t1}, \dots, u_{tN})$. Suponiendo que los errores están espacialmente autocorrelacionados, tenemos:

$$(II) \quad u_t = \rho W_t u_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

donde ρ es el parámetro de correlación espacial y W_t es la matriz ($N \times N$) de pesos espaciales compuesta por constantes conocidas.

Los elementos de la matriz W_t son elegidos teniendo en cuenta la proximidad geográfica, relaciones económicas o características físicas entre las unidades estudiadas.

En cuanto a ε_{it} , se asume que es i.i.d. sobre i y t , y que posee una distribución $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Por su parte, Druska y Horrow (2003) generalizan los supuestos y el procedimiento de estimación del parámetro de correlación espacial vía Método de Momentos⁷ (MOM) para el caso de corte transversal descrito en Kelejian y Prucha (1999).

Tal generalización del procedimiento consiste en permitir que ρ_t y σ_t^2 varíen en el tiempo. Los dos primeros supuestos en Druska y Horrow (2003) son:

Supuesto 1: Los elementos de ε_t son i.i.d. con media cero, varianza finita σ_t^2 , y cuarto momento finito. Asimismo, ε_t es independiente de ε_s , $\forall t \neq s$

Supuesto 2: a) Los elementos de la diagonal de W_t son cero.

$$b) |\rho_t| < 1$$

c) La matriz $(I_N - \rho_t W_t)$

es no singular para todo $|\rho_t| < 1$.

Bajo este supuesto, se cumple que $u_t = (I_N - \rho_t W_t)^{-1} \varepsilon_t$, cuya media y varianza son $E[u_t] = 0, \forall t$ y $E[u_t u_t'] = \sigma_t^2 (I_N - \rho_t W_t)^{-1} (I_N - \rho_t W_t')^{-1}$ respectivamente.

Volviendo al modelo y recolectando (I) y (II) en t , este puede expresarse:

$$(III) \quad y = i_T \otimes \alpha + x\beta + u \qquad u = (\rho^* \otimes I_N) W^* u + \varepsilon$$

⁷ Para la estimación de procesos autorregresivos espaciales vía el Método Generalizado de Momentos revisar Lee (2001).

donde $y' = (y_{11}, \dots, y_{N1}, \dots, y_{1T}, \dots, y_{NT})$, i_T es un vector (Tx1) de unos, x es una matriz (NTxK), ρ es un vector (NTx1) y:

$$W^* = \begin{pmatrix} W_1 & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & W_T \end{pmatrix}_{(NT \times NT)} \quad \rho^* = \begin{pmatrix} \rho_1 & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \rho_T \end{pmatrix}_{(TxT)}$$

Es importante notar que, debido al supuesto 1, la matriz de varianzas y covarianzas es heterocedástica:

$$E(\varepsilon \varepsilon') = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 I_N & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_T^2 I_N \end{pmatrix}_{(NT \times NT)}$$

Definiendo $\Phi_t = (I_N - \rho_t W_t) / \sigma_t$, se puede premultiplicar por esta matriz las ecuaciones (I) y (II) para obtener:

$$(IV) \quad y_t^* = \alpha^* + \beta' x_t^* + \varepsilon_t^*$$

donde $y_t^* = \Phi_t y_t$, $x_t^* = \Phi_t x_t$, $\alpha_t^* = \Phi_t \alpha$ y $\varepsilon_t^* = \Phi_t \varepsilon_t = \varepsilon_t / \sigma_t$

Recolectando en t, obtenemos:

$$(V) \quad y^* = \alpha^* + x^* \beta + \varepsilon^*$$

donde $\alpha^{*'} = [\alpha_1^{*'}, \dots, \alpha_T^{*'}]$ es un vector (NTx1).

Esta ecuación final posee disturbios esféricos, i.e. $E[\varepsilon^*] = 0$ y

$$E[\varepsilon^* \varepsilon^{*'}] = I_{NT}.$$

Como en el presente trabajo sólo utilizamos los estimadores promedio parcialmente restringidos (EPPR) de ρ_t y σ_t^2 , detallaremos el método de estimación para este caso:

Sea \tilde{u}_t un predictor de u_t en la ecuación (I) –sin considerar la ecuación (II)– y definamos $\tilde{\bar{u}}_t = W_t \tilde{u}_t$, $\bar{\bar{u}}_t = W_t \tilde{\bar{u}}_t$, $\bar{\varepsilon}_t = W_t \varepsilon_t$ y $\bar{\bar{\varepsilon}}_t = W_t \bar{\varepsilon}_t$. Consideremos las 3T condiciones de momentos que se desprenden de (I) y (II), y los supuestos 1 y 2.

$$E[N^{-1} \varepsilon_t' \varepsilon_t] = \sigma_t^2, \quad E[N^{-1} \bar{\varepsilon}_t' \bar{\varepsilon}_t] = \sigma_t^2 N^{-1} \text{tr}(W_t' W_t), \quad E[N^{-1} \bar{\varepsilon}_t' \varepsilon_t] = 0 \quad \forall t$$

Como $\varepsilon_t = (I_N - \rho_t W_t) u_t$, estas condiciones implican el siguiente sistema de 3T ecuaciones:

$$\Gamma_t[\rho_t, \rho_t^2, \sigma_t^2]' - \gamma_t = 0$$

donde:

$$\Gamma_t = \begin{pmatrix} \frac{2}{N} E(u_t' \bar{u}_t) & -\frac{1}{N} E(\bar{u}_t' \bar{u}_t) & 1 \\ \frac{2}{N} E(\bar{u}_t' \bar{u}_t) & -\frac{1}{N} E(\bar{u}_t' \bar{u}_t) & \frac{1}{N} \text{tr}(W_t' W_t) \\ \frac{1}{N} E(u_t' \bar{u}_t + \bar{u}_t' \bar{u}_t) & -\frac{1}{N} E(\bar{u}_t' \bar{u}_t) & 0 \end{pmatrix}, \quad \gamma_t = \begin{pmatrix} \frac{1}{N} E(u_t' u_t) \\ \frac{1}{N} E(\bar{u}_t' \bar{u}_t) \\ \frac{1}{N} E(u_t' \bar{u}_t) \end{pmatrix} \quad \forall t$$

donde $\bar{u}_t = W_t u_t$ y $\bar{\bar{u}}_t = W_t \bar{u}_t$

El caso muestral análogo basado en \tilde{u}_t es:

$$G_t[\rho_t, \rho_t^2, \sigma_t^2]' - g_t = v_t(\rho_t, \sigma_t^2)$$

donde:

$$G_t = \begin{pmatrix} \frac{2}{N} \bar{u}_t' \bar{u}_t & -\frac{1}{N} \bar{u}_t' \bar{u}_t & 1 \\ \frac{2}{N} E(\bar{u}_t' \bar{u}_t) & -\frac{1}{N} \bar{u}_t' \bar{u}_t & \frac{1}{N} tr(W_t' W_t) \\ \frac{1}{N} (\bar{u}_t' \bar{u}_t + \bar{u}_t' \bar{u}_t) & -\frac{1}{N} \bar{u}_t' \bar{u}_t & 0 \end{pmatrix}, \quad g_t = \begin{pmatrix} \frac{1}{N} \bar{u}_t' \bar{u}_t \\ \frac{1}{N} \bar{u}_t' \bar{u}_t \\ \frac{1}{N} \bar{u}_t' \bar{u}_t \end{pmatrix} \quad \forall t$$

donde $v_t(\rho_t, \sigma_t^2)$ puede ser visto como un vector de residuos. El estimador MOM de ρ_t y σ_t^2 son los que resuelven el siguiente problema de optimización:

$$(\hat{\rho}_t, \hat{\sigma}_t^2) = \arg \min \{v_t(\rho_t, \sigma_t^2)' v_t(\rho_t, \sigma_t^2) : \rho_t \in [-a, a], a \geq 1, \sigma_t^2 \in [0, b]\}$$

Así, obtendremos $\hat{\rho}_1, \hat{\rho}_2, \dots, \hat{\rho}_T$ y $\hat{\sigma}_1^2, \hat{\sigma}_2^2, \dots, \hat{\sigma}_T^2$. Dichos estimadores serán consistentes cuando $N \rightarrow \infty$.

Supongamos que podemos realizar las siguientes restricciones:

$$W_1 = W_2 = \dots = W_T = W$$

$$\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_J = \tilde{\rho}_A$$

$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_J^2 = \tilde{\sigma}_A^2$$

$$0 < J < S < T$$

$$\rho_{J+1} = \rho_{J+2} = \dots = \rho_S = \tilde{\rho}_B$$

$$\sigma_{J+1}^2 = \sigma_{J+2}^2 = \dots = \sigma_S^2 = \tilde{\sigma}_B^2$$

$$\rho_{S+1} = \rho_{S+2} = \dots = \rho_T = \tilde{\rho}_C$$

$$\sigma_{S+1}^2 = \sigma_{S+2}^2 = \dots = \sigma_T^2 = \tilde{\sigma}_C^2$$

Entonces, los EPPR serían:

$$\hat{\rho}_A = \frac{\sum_{t=1}^J \hat{\rho}_t}{J} \quad \hat{\rho}_B = \frac{\sum_{t=J+1}^S \hat{\rho}_t}{S-J} \quad \hat{\rho}_C = \frac{\sum_{t=S+1}^T \hat{\rho}_t}{T-S}$$

$$\hat{\sigma}_A^2 = \frac{\sum_{t=1}^J \hat{\sigma}_t^2}{J} \quad \hat{\sigma}_B^2 = \frac{\sum_{t=J+1}^S \hat{\sigma}_t^2}{S-J} \quad \hat{\sigma}_C^2 = \frac{\sum_{t=S+1}^T \hat{\sigma}_t^2}{T-S}$$

Finalmente,

$$\hat{\Phi}_A = (I_N - \hat{\rho}_A W) / \hat{\sigma}_A^2, \quad \hat{\Phi}_B = (I_N - \hat{\rho}_B W) / \hat{\sigma}_B^2 \quad \text{y} \quad \hat{\Phi}_C = (I_N - \hat{\rho}_C W) / \hat{\sigma}_C^2.$$

Referencias bibliográficas

AGÜERO, J.

2000 «Diferencias regionales de ingresos en el Perú», *SEPIA, VIII Seminario permanente de investigación agraria*. Lima.

ANSELIN, L.

2001 «Spatial Econometrics» En *A Companion to Theoretical Econometrics*, pp. 310-330

2003 «Spatial externalities, spatial multipliers and spatial econometrics». En *International Regional Science Review*, 26, pp. 153-156

AROCA, P. y M. BOSCH

2000 «Crecimiento, convergencia y espacio en las regiones chilenas: 1960-1998». En *Estudios de Economía*, vol. 27, N° 2

- BALTAGI, B., S. HEUN SONG y W. KOH
2001 «Testing panel data regression models with spatial error correlation». En *Journal of Econometrics*, 68, pp. 133-151
- BARRO, R. y X. SALA-I-MARTIN
1995 *Economic Growth*. New York: McGraw Hill.
- DRUSKA, V. y W. HORRACE
2003 «Generalized Moments estimation for spatial panel data». En NBER Working Paper No. 0291.
- ELHORST, J.
2001 «Panel data models extended to spatial error autocorrelation or a spatially lagged dependent variable». En Research School SOM, report 01C05.
- FUJITA, M. y J. THISSE
2002 *Economics of agglomeration: cities, industrial location, and regional growth*. Cambridge University Press.
- GONZALES DE OLARTE, E.
2003 *Regiones integradas*. Ley de incentivos para la integración y conformación de regiones: Lineamientos económicos y políticos, Walter Alejos (Compilador) Fondo Editorial del Congreso del Perú, Lima.
- GONZALES DE OLARTE, E. y C. LEVANO
2001 «El modelo centro-periferia en los andes». Lima: Departamento de Economía PUCP, documento de trabajo 193.
- GONZALES DE OLARTE, E.
1982 *Las economías regionales del Perú*. Lima: Instituto de Estudios Peruanos.
- HIRSCHMAN, A.
1958 *The Strategy of Economic Development*. New Haven: Yale University Press.

KELEJIAN, H. e I. PRUCHA

1999 «A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model». En *International Economic Review*, vol. 40, N° 2.

KRUGMAN, P.

1991 *Geography and Trade*. Leuven University, MIT Press.

LUNDBERG, J.

2002 «Using spatial econometrics to analyze local growth in Sweden». En CERUM Working paper N° 52.

LEE, L.

2001 «Generalized Method of Moments Estimation of Spatial Autoregressive Processes». Department of Economics, Ohio State University.

MORENO, R. y E. VAYÁ

(2002) "Econometría Espacial: Nuevas técnicas para el análisis regional. Una aplicación a las regiones europeas". Investigaciones Regionales. No. 1 Otoño.

NIEBUHR, A.

2001 «Convergence and the effects of spatial interaction». Hamburg Institute of International Economics. Discussion paper.

