APÉNDICE C

Ejercicio de econometría espacial o regional

De acuerdo a los trabajos de Vilalta (2003) y Aroca, Bosch y Maloney (2005), que se mencionan en el capítulo de evidencia empírica, llegan a la conclusión de que hay una diferencia en el crecimiento de los estados del norte y del sur a partir de la apertura comercial, incluso mencionan la existencia de clubes de convergencia. Esto implica que el mayor crecimiento de un estado está relacionado estrechamente con su ubicación geográfica, por el crecimiento de sus vecinos. Para hacer un análisis econométrico que incluya geografía podemos usar, como lo hicieron los autores mencionados, técnicas de econometría espacial.

La *econometría espacial* es una rama de la econometría que se preocupa del tratamiento adecuado de la interacción espacial (autocorrelación espacial) y la estructura espacial (heterogeneidad) en modelos de regresión con datos de corte transversal y de panel de datos (Aroca, 2000). Debido a que en español el término econometría espacial sugiere algo relacionado con el espacio exterior del planeta algunos autores prefieren llamarla econometría regional. Esta rama de la econometría reincorpora el efecto del espacio geográfico en el análisis de los problemas económicos. Su mayor utilidad es para la economía regional y urbana ya que, cuando se trabaja con datos de corte transversal aparecen los denominados efectos espaciales, como la dependencia espacial.

Dependencia o autocorrelación espacial

La dependencia o autocorrelación espacial surge siempre que el valor de una variable en un lugar del espacio está relacionado con su valor en otro u otros lugares del espacio (Moreno y Váya, 2000). Por ejemplo el PIB de un estado puede estar determinado en cierta forma por el PIB de sus vecinos (los estados con los que comparte frontera). Esto implica que si tenemos el PIB de todos los estados de México para un determinado año, es difícil decir si las unidades de corte transversal son mutuamente independientes. El problema de dependencia espacial no puede ser tratado por la econometría estándar. Es por este tipo de problemas que surgió la econometría espacial como subdisciplina de la econometría general.

Es importante hacer una aclaración respecto al término *autocorrelación espacial* ya que se tiende a relacionar con *autocorrelación temporal*. Esto lo explica más detalladamente Moreno y Vaya (2000) en su libro *Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: La econometría espacial*. A pesar de ser conceptos muy parecidos hay una diferencia importante: Tras la definición anterior, es posible detectar una cierta similitud entre los conceptos de autocorrelación espacial y temporal en la medida en que, en ambos casos, se produce un incumplimiento de la hipótesis de independencia entre las observaciones muestrales, se hallen estás referidas a unidades de corte transversal o a series de tiempo. La dependencia temporal es únicamente unidireccional (el pasado explica el presente), mientras que la dependencia espacial es miltidireccional (una región puede no sólo estar afectada por otra región contigua a ella sino por otras muchas que la rodean, al igual que ella puede influir sobre aquellas.

Por lo tanto la autocorrelación, es decir la correlación de una variable consigo misma,[1] se puede ver a través del tiempo o en el espacio. Por lo tanto la podemos analizar en series de tiempo o en unidades de corte transversal. La autocorrelación espacial puede ser positiva o negativa. Es positiva cuando la presencia de un fenómeno en una región o estado lleva a que se presente ese mismo fenómeno en las regiones vecinas. Es negativa cuando la presencia de un fenómeno en una región o estado impide o dificulta su aparición en las regiones que lo rodean.

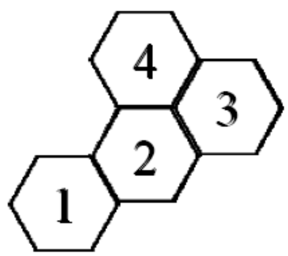
Finalmente no hay autocorrelación espacial cuando la variable que analizamos se distribuye de manera aleatoria. La autocorrelación espacial no se puede capturar con un operador de retardos como es el caso de al autocorrelación temporal, que recoge únicamente una relación unidireccional, la dependencia espacial es multidireccional. La solución a este problema en el contexto espacial pasa por la definición de la denominada matriz de pesos espaciales. Esta permite relacionar una variable en un punto del espacio con las observaciones para dicha variable en otras unidades espaciales del sistema (Moreno y Vaya, 2000).

[1] Correlación. Correspondencia o relación recíproca entre dos o más cosas o series de cosas. http://www.rae.es/rae.html

Matriz de pesos espaciales.

La *matriz de pesos espaciales*, *conectividad o contigüidad* es "una de las formas más comunes de representar la ubicación geográfica de un conjunto de polígonos" (Aroca, 2000). Por convención, se le denomina W y es una matriz cuadrada. El número de filas o columnas está determinado por el de polígonos independientes del mapa. La definición de W se base en el concepto de contigüidad física de primer orden. A cada matriz que se construye así se le conoce como matriz de contigüidad binaria, donde w_{ij} es 1 si las regiones i y j son físicamente adyacente o 0 en caso contrario. Se puede apreciar mejor esta idea gráficamente:

Arreglo espacial y matriz de contigüidad asociada



$$\begin{array}{c c} & \begin{array}{cccc} 1 & 2 & 3 & 4 \end{array} \\ \begin{array}{c} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \end{array} & \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix} \end{array}$$

Fuente: Aroca, (2000).

Si los dos polígonos no son vecinos, se anota el valor de cero, y si son vecinos el valor correspondiente es uno. Los polígonos pueden representar empresas, lugares estratégicos en un salón de clase, países, etc. Para este trabajo se construyó una matriz cuadrada de 32 por 32 (el número de estados más el Distrito Federal), cuando los estados comparten frontera se anotó un uno, y si no son vecinos se anotó cero. En la diagonal principal de la matriz de contigüidad se anotan ceros, ya que un polígono no puede ser vecino con sigo mismo.

I de Moran

Una de las formas básicas de medir la autocorrelación espacial es con el estadístico I de Moran (Moreno y Vaya, 2000). Permite probar dos hipótesis si (1) el PIB está concentrado espacialmente, y (2) medir los cambios temporales en los niveles de concentración. La lógica del procedimiento es que un aumento temporal en la magnitud de los coeficientes indicaría un proceso de divergencia regional, mientras que una disminución indicaría evidencia de convergencia regional (Vilalta, 2003).

La fórmula del coeficiente de I de Moran es (Aroca, Bosch y Maloney, 2005):

$$I_t = \frac{n}{S}\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^{n} z_i^2} \quad \text{para todo } t=1,2,\ldots,T \qquad \text{(C.1)}$$

Donde: **n** es el número de estados; $\mathbf{w_{ij}}$ son los elementos de una matriz binaria W (n x n), toma el valor de 1 si el estado i y j tienen una frontera común y 0, en el caso contrario (Para mayor detalle ver el apéndice A); **S** es la suma de todos los elementos de W; $\mathbf{z_i}$ y $\mathbf{z_j}$ son vectores normalizados. Para el caso del PIB *per capita* tenemos $z_i=\ln(GDP_{it}/GDP_t)$, es el logaritmo natural del PIB *per capita* de la región i en el periodo t, normalizado por la media de la misma variable en dicho periodo, GDP_t.

El valor esperado de la I de Moran, bajo la hipótesis nula de que no hay correlación espacial, está dado por $E(I) = -1/(N-1)$. Se considera correlación positiva si el valor de la I es más grande que E (I). Por otro lado, si el valor de I es más pequeño que el valor de E(I) se considera negativa. Este coeficiente se sujeta a una prueba de significancia estadística de valores Z. En una distribución normal, los valores Z están dados por $z_I = \frac{I - E(I)}{\sigma(I)}$ donde $\sigma(I)$ es la desviación estándar de I. La hipótesis nula es que no hay autocorrelación espacial (Madariaga, Montout y Ollivaud, 2005). Con un valor no significativo de Z(I) no se rechaza la hipótesis nula. Por otro lado un valor significativo positivo acepta la hipótesis nula de autocorrelación espacial.[2]

[2] Conceptualmente es fácil entender las pruebas de autocorrelación espacial, la verdadera dificultad está en su cálculo. Para solucionar este problema se puede usar la extensión de *rookcase* para el programa de Excel de Microsoft, que fue desarrollada por Mike Sawada de la Universidad de Ottawa, se puede bajar de manera

Moran´s Scatterplot

Sin embargo, el indicador anterior no es capaz de capturar en qué observaciones específicas la dependencia espacial es más intensa. Una herramienta que ayuda a resolver este problema es el *gráfico de Mora* o por su nombre en inglés *Moran´s Scatterplot* (Aroca, 2000). Es un gráfico que muestra en el eje de las abcisas la variable x normalizada, mientras que en el eje de las ordenadas se encuentra el rezago espacial, que es la media de los vecinos de una determinada región. De esta forma, *el Scatterplot de Moran* tiene cuatro cuadrantes, el primer y tercer cuadrante es de valores similares, asociación espacial positiva y el segundo y cuarto cuadrante recoge formas de asociación negativa.

Aroca (2000) explica más detalladamente cada cuadrante: Para este trabajo, en el primer cuadrante estarían ubicados los estados con un PIB *per capita* superior a la media y que están rodeados de estados con un valor superior a la media. En el segundo cuadrante se encuentran los estados que tienen un valor inferior a la media, pero que se hallan rodeados de regiones con valores superiores. En el tercer cuadrante se encuentran las regiones con valores inferiores a la media y que sus vecinos también tienen valores inferiores a la media. Finalmente en el cuarto cuadrante están las regiones con valores superiores a la media y un vecindario cuyo valor medio es inferior a la media.

Si al graficar observamos que los puntos se dispersan en los cuatro cuadrantes es indicio de ausencia de correlación espacial. La dependencia espacial será positiva si los valores se concentran en la diagonal que cruza los cuadrantes I y III. Por otro lado, la dependencia será negativa si los valores se concentran en los dos cuadrantes restantes.

Resultados

En los resultados de los coeficientes de autocorrelación espacial "I" de Moran, que se muestran en la tabla 4, la variable que se pone a prueba es el PIB *per capita* de cada año. La segunda columna muestra el valor del estadístico I, la siguiente nos da el valor esperado y posteriormente tenemos la desviación estándar. Las dos últimas columnas muestran el

---

gratuita en la siguiente dirección, http://www.lpc.uottawa.ca/data/scripts/index.html. Otra forma para hacer estas pruebas es con Stata, que es más familiar para los economistas y se usó para hacer las pruebas de este trabajo.

resultado de las pruebas de hipótesis, el valor z y p, todas resultaron significativas, estos datos nos llevan a rechazar la hipótesis nula de que no existe correlación espacial.

Cuadro C.1. Resultados de la I de Moran 1994 -2006

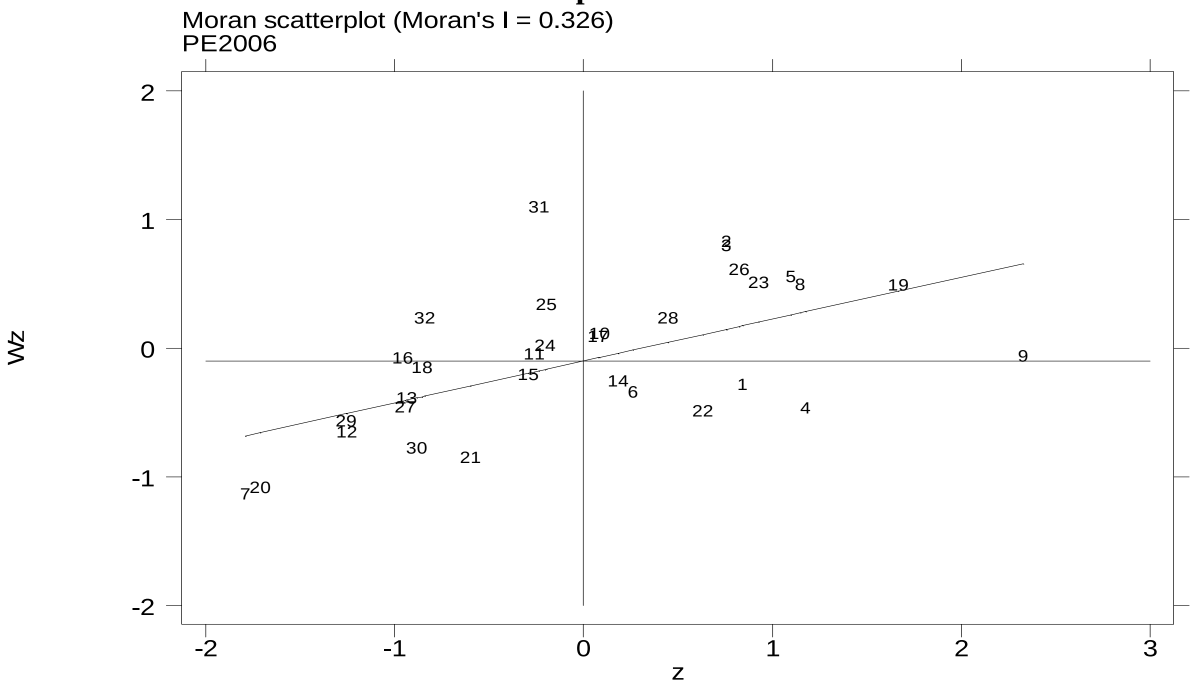
Variables	I	E(I)	sd(I)	z	p-value*
PIBpc1994	0.278	-0.032	0.112	2.762	0.003
PIBpc1995	0.287	-0.032	0.113	2.835	0.002
PIBpc1996	0.278	-0.032	0.113	2.748	0.003
PIBpc1997	0.274	-0.032	0.113	2.714	0.003
PIBpc1998	0.272	-0.032	0.113	2.701	0.003
PIBpc1999	0.268	-0.032	0.113	2.665	0.004
PIBpc2000	0.28	-0.032	0.113	2.77	0.003
PIBpc2001	0.284	-0.032	0.112	2.808	0.002
PIBpc2002	0.287	-0.032	0.112	2.842	0.002
PIBpc2003	0.295	-0.032	0.113	2.91	0.002
PIBpc2004	0.315	-0.032	0.113	3.082	0.001
PIBpc2005	0.306	-0.032	0.113	3.008	0.001
PIBpc2006	0.307	-0.032	0.112	3.016	0.001

*2-tail test
Fuente: Elaboración propia (2009).

El resultado anterior sugiere que las tasas de crecimiento han sido espacialmente dependientes, por lo tanto, los valores del PIB *per capita* están correlacionados, aunque el valor del PIB *per capita* de un estado no está determinado sólo por factores internos sino también por los estados que lo rodean, esto es la zona donde se encuentra. De acuerdo a Vilalta (2003) esto es evidencia de que el país tiene *clusters* de crecimiento o "clubes de convergencia". De este modo, se puede afirmar que el crecimiento de un estado depende espacialmente del crecimiento de los estados contiguos.

La Gráfica 2 (ver anexo) muestra el *sctterplot de Moran* obtenido con el programa de *Stata* y en la tabla 5 aparecen los nombres de los estados en cada cuadrante. Podemos observar que estos se concentran mayoritariamente en los cuadrantes I y III, es decir, existe un predominio de la asociación espacial positiva.

Gráfica C.1. Moran scatterplt: Estados de México 2006



Cuadro C. 2. Estados en cada cuadrante del Moran Scatterplot para el año 2006.

Cuadrante I	Cuadrante II	Cuadrante III	Cuadrante IV
Baja California	Aguascalientes	Chiapas	Guanajuato
Baja California Sur	Campeche	Guerrero	San Luís Potosí
Coahuila	Colima	Hidalgo	Sinaloa
Chihuahua	Jalisco	México	Zacatecas
Distrito Federal	Querétaro	Michoacán	
Durango		Nayarit	
Morelos		Oaxaca	
Nuevo León		Puebla	
Quintana Roo		Tabasco	
Sonora		Tlaxcala	
Tamaulipas		Veracruz	

El gráfico de Moran nos permite establecer una identificación preliminar sobre qué regiones (o grupos de regiones) presentan una dependencia espacial. Aquellos que se encuentran en el primer cuadrante tienen un PIB *per capita* superior a la media y se encuentran rodeados de un vecindario cuyo valor medio es inferior a la media; los que se encuentran en el tercer cuadrante presenta situación opuesta. De los 11 estados, en el primer cuadrante 8 son del norte del país, mientras que de los 11 estados en el tercer cuadrante, 10 son del sur del país. Los estados de los cuadrantes II y IV en su mayoría son del centro del país. Los resultados anteriores indican que se forman *clusters* de alto PIB *per capita* en el norte del país, en contraposición al *cluster* de bajo producto detectado en el sur.