

Un Modelo Espacio-Temporal para la Producción Manufacturera por Entidad Federativa

Alumno: José Ángel Juárez Ordóñez

Asesor: Eneas Arturo Caldiño García

Septiembre de 2006

Dedico este trabajo a las personas más importantes en mi vida:

Ana Sofía, Liz, Martha, Miguel, Marcela, Saúl y Carolina.

Quiero expresar mi agradecimiento a las siguientes personas:

Eneas Caldiño, por la asesoría, las sugerencias, los comentarios y todo el soporte que me proporcionó para la elaboración de este trabajo.

Valter Di Giacinto, por toda la ayuda y las sugerencias que me brindó.

Al lector anónimo, por sus sugerencias y comentarios.

Resumen

Esta tesis estudia el sector manufacturero Mexicano desde un contexto regional o geográfico. Se utilizan los índices mensuales de volumen físico de la producción manufacturera, publicados por el INEGI para 17 entidades federativas de México, con el fin de analizar la interacción regional o espacial existente en el sector. Concretamente, se estima la magnitud en que se transmiten en promedio los choques o innovaciones específicos al sector surgidos en un estado dado sobre las demás regiones o entidades. Asimismo, se estima la velocidad y rango geográfico de la difusión geográfica de las posibles innovaciones originadas en algún lugar específico.

Para ello se empleó un tipo de modelos de series de tiempo espaciales llamado STARMAG (Space-Time Autorregresive Moving Average Generalized), el cual, dadas sus características, permite realizar un análisis de impulso-respuesta. Es decir, se puede calcular cuál es la respuesta de la producción manufacturera en las entidades federativas vecinas ante un choque idiosincrático unitario sobre la producción manufacturera en un estado dado.

Dado que el trabajo estudia la interacción idiosincrática del sector, fue necesario eliminar los efectos de los choques macroeconómicos comunes a todas las regiones analizadas. Estos ajustes previos permitieron realizar un análisis de impulso-respuesta referente exclusivamente a los choques del sector manufacturero, evitando así que los efectos macroeconómicos comunes implícitos en los datos distorsionaran las conclusiones obtenidas a partir del análisis de impulso-respuesta.

Índice general

Introducción	2
1. Efectos Espaciales	5
1.1. Dependencia Espacial	5
1.2. Heterogeneidad Espacial	6
1.3. Contigüidad o Conectividad Espacial	8
1.3.1. Vecindad Espacial	8
1.3.2. Matrices de Contigüidad Espacial	9
1.3.3. Matrices Generales de Ponderación Espacial	10
1.3.4. Operador de Rezago Espacial	11
1.4. Autocorrelación Espacial-Temporal	13
1.5. Spillovers y Externalidades Espaciales en la Economía	15
2. Modelo STARMAG	17
2.1. Modelo para Dependencia Espacial Pura	17
2.1.1. Representaciones VARMA del Modelo	19
2.2. Estimación por Máxima Verosimilitud	20
2.3. Función de Impulso-Respuesta Espacial-Temporal	23
3. Análisis Regional del Sector Manufacturero	25
3.1. Descripción de los Datos	25
3.2. Ajustes Previos	27
3.3. Estimación y Diagnóstico del Modelo	32
3.4. Funciones de Impulso-Respuesta	37
Conclusiones	41
Bibliografía	43

Introducción

Dentro de los componentes del Producto Interno Bruto Mexicano, el sector manufacturero es uno de los más importantes, en los últimos 26 años su participación en el PIB ha estado por arriba del 15 por ciento. Para el primer trimestre del 2006, esta proporción fue del 18 por ciento e incluso llegó a representar algunas veces entre los años 1998 y 2000 más del 20 por ciento del producto. Ea la Gráfica 1 se puede observar la evolución histórica del sector en relación al PIB.

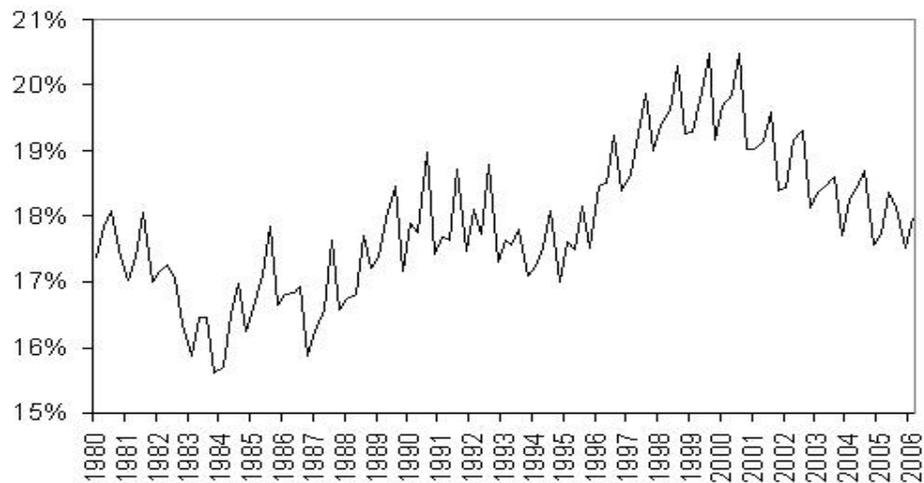


Figura 1: Participación del Sector Manufacturero en el PIB

Dada la gran importancia de este sector sobre la actividad productiva nacional y por lo tanto sobre el desarrollo económico en México, resulta interesante indagar sobre el comportamiento geográfico de la producción ma-

nufacturera. Con esto me refiero al interés de estimar la interacción regional o espacial que pudiera surgir en del sector manufacturero dentro del territorio Mexicano. En concreto, cabe hacerse los siguientes cuestionamientos. ¿En qué magnitud se transmiten los choques o innovaciones específicos al sector surgidos en una localidad o región dada sobre las demás localidades o regiones? ¿Cuál es la velocidad y rango geográfico de la difusión espacial o geográfica de posibles innovaciones originadas en algún lugar específico? ¿Es este proceso de transmisión constante entre las regiones, o existe variación en los efectos entre las localidades de acuerdo a algún patrón específico?

Para dar respuestas concretas a estas interrogantes, es necesario en primer lugar contar con datos que representen la actividad productiva del sector manufacturero en un contexto geográfico. Afortunadamente, el Instituto Nacional de Geografía e Informática publica mensualmente índices de volumen físico de la producción manufacturera para 17 entidades federativas, que muestran la dinámica mensual de la industria. En segundo lugar, es necesario modelar de alguna forma eficiente los aspectos espaciales implícitos en los datos.

En relación a esta última idea, la ciencia regional nos proporciona algunas nociones básicas de estos *efectos espaciales*, de los cuales distingue dos tipos: la *dependencia espacial* y la *heterogeneidad espacial*. La primera de ellas se refiere esencialmente a la falta de independencia que está presente frecuentemente en datos de sección cruzada o de corte transversal. Se puede considerar que esta dependencia descansa en el núcleo de las disciplinas de la ciencia regional y la geografía, expresado en las leyes de la geografía, en la cual *todo está relacionado con todo, pero las cosas más cercanas están más relacionadas que las cosas distantes*. El segundo efecto está vinculado a la falta de estabilidad sobre el espacio de los comportamientos o relaciones estudiadas, lo cual implica que las formas funcionales y parámetros varían de acuerdo a la región y no son homogéneos en el conjunto de datos.

Este trabajo está organizado en tres temas principales, y por lo tanto dividido en tres capítulos. El primero de ellos, *Efectos Espaciales*, define formalmente los conceptos o ideas señalados anteriormente. En las dos primeras secciones se tratan los temas de la dependencia espacial y de la heterogeneidad espacial. La sección tres trata los conceptos de contigüidad o conectividad espacial, de los cuales surge una herramienta fundamental para el análisis espacial. En la última sección de este primer capítulo se presenta el instrumento básico para la inferencia de la dependencia espacial: la función de autocorrelación espacial-temporal (STACF).

En el capítulo dos, *Modelo STARMAG*, se describe detalladamente un modelo estadístico que incorpora en su especificación la estructura espacial de los datos y expresa una forma funcional para estimar la dependencia espacial. La sección inicial especifica el modelo para la dependencia espacial y dos diferentes representaciones del modelo, además de las condiciones de invertibilidad y estacionariedad. La segunda sección considera la estimación por máxima verosimilitud del modelo, mientras que la sección final trata con la herramienta fundamental para el análisis regional de la industria manufacturera, que es la función de impulso-respuesta espacial-temporal.

El tercer capítulo, *Análisis Regional del Sector Manufacturero*, está dedicado a la exposición del análisis regional empírico desarrollado para la producción en la industria manufacturera por entidad federativa. Este capítulo contiene cuatro secciones, y donde cada una de ellas muestra distintas etapas del análisis empírico. Dentro de este capítulo se presentan los resultados del análisis.

Finalmente, en el último apartado se formulan algunas conclusiones y direcciones sugeridas para futuras ampliaciones del presente estudio sobre el análisis regional del sector manufacturero.

Capítulo 1

Efectos Espaciales

Como se mencionó en la Introducción, hay dos aspectos fundamentales tanto de los datos como de los modelos que merecen una atención particular desde el punto de vista metodológico: la dependencia espacial y la heterogeneidad espacial. En este capítulo se discutirá cada uno de estos efectos en forma más detallada. En la literatura existen diversas definiciones de éstos dos términos, las cuales son fundamentalmente similares, en este capítulo se tomarán los conceptos dados por Anselin [1]. Dentro de este capítulo se tratará la manera en que se incorporará en este trabajo la estructura de la dependencia espacial al modelo. Esto último se realizará mediante una matriz, que se conoce generalmente como de contigüidad, y que resume las características espaciales esenciales de interacción entre todas las unidades espaciales del sistema. Además, en la última sección de este capítulo se presentan algunas referencias importantes de la amplia literatura existente sobre spillovers y externalidades espaciales o geográficas que existen en la economía.

1.1. Dependencia Espacial

En este y en muchos trabajos empíricos que tienen relación con la ciencia regional aplicada, se cuenta con datos de observaciones que están ordenadas en el espacio y el tiempo. En estas circunstancias, las observaciones pueden caracterizarse de acuerdo a su localización absoluta, por ejemplo usando un sistema de coordenadas, o de acuerdo a su localización relativa, por ejemplo basada en las distancias entre los diferentes espacios.

Algunos ejemplos de este tipo de datos para estudios empíricos son series

históricas de empleo, producción, población, y otras variables económicas observadas por varios periodos en el tiempo para diferentes unidades administrativas localizadas en el espacio geográfico, tales como países, estados y ciudades. Frecuentemente, este tipo de datos es utilizado por instituciones de planeación locales y regionales, las cuales necesitan proveer empleo y vivienda, realizar proyecciones de población y hacer análisis de impactos socio-económicos, entre otros.

En este contexto, se puede decir que la dependencia espacial se da cuando existe una relación funcional entre lo que ocurre en un punto del espacio y lo que ocurre en todos lados. Esto se sigue de la existencia de una variedad de fenómenos de interacción espacial. Este factor proviene de la importancia del espacio como un elemento en la estructuración de explicaciones del comportamiento humano. La esencia de la ciencia regional y la geografía humana es que la localización y la distancia importan, provocando una variedad de interdependencias en el tiempo y espacio. Las teorías de interacción espacial, procesos de difusión y jerarquías espaciales proporcionan marcos formales para estructurar la dependencia entre fenómenos en diferentes localizaciones en el espacio. Esto puede ser formalmente expresado en un proceso espacial:

$$y_i = f(y_1, y_2, \dots, y_N)$$

Así, cada observación sobre una variable y en $i \in S$ (donde S es el conjunto que contiene a todas las unidades espaciales de la observación) está relacionada formalmente a través de la función f con las magnitudes de la variable en otras unidades espaciales dentro del sistema.

Esta simple expresión no es muy útil en situaciones empíricas dado que resultaría en un sistema no identificable, con muchos más parámetros que observaciones. Para poder estimar y probar empíricamente un número limitado de características de la dependencia espacial, se necesita imponer una estructura sobre las relaciones funcionales contenidas en f , es decir, una forma particular para el proceso espacial. Éste será básicamente el enfoque para la especificación y estimación del modelo econométrico analizado en el presente trabajo.

1.2. Heterogeneidad Espacial

De acuerdo a la literatura de la ciencia regional y de la geografía económica, hay amplia evidencia de la carencia de uniformidad de los efectos del

espacio. Existen argumentos para modelar estrategias que tomen en cuenta características especiales de cada unidad espacial, tales como la existencia de regiones líderes y regiones seguidoras, la presencia de jerarquías de lugares centrales, etc. En un trabajo econométrico esto puede ser tratado mediante la inclusión de parámetros que varíen con los espacios, coeficientes aleatorios, o varias formas de cambio estructural.

Adicionalmente a esta carencia de estabilidad estructural de los fenómenos en el espacio, las unidades espaciales están lejos de ser homogéneas por sí mismas. Por ejemplo, los centros urbanos tienen poblaciones y niveles de ingreso desiguales, y las regiones tienen varios grados de desarrollo tecnológico. Estos aspectos de heterogeneidad espacial son fácilmente ilustrados en un contexto de una regresión donde datos de corte transversal se combinan con datos de series de tiempo, como en la siguiente expresión general:

$$y_{it} = f_{it}(x_{it}, \beta_{it}, \epsilon_{it})$$

En este caso, el índice i se refiere a la observación de una unidad espacial, y t al periodo de tiempo. La función f_{it} es una relación funcional de tiempo-espacio específica, la cual explica el valor de la variable dependiente y_{it} (o vector de variables dependientes) en términos de un vector de variables independientes x_{it} , un vector de parámetros β_{it} , y un término de error ϵ_{it} . Obviamente, esta formulación es no funcional, dado que hay más parámetros que observaciones. Con el propósito de llevar a cabo estimaciones e inferencias efectivas, y de asegurar la identificación del modelo, es necesario imponer un número de restricciones sobre esta expresión general. En otras palabras, será necesario incorporar las especificaciones de las localizaciones en el modelo para la identificación de los parámetros y de las formas funcionales, dentro de las restricciones impuestas por la disponibilidad de los datos. En la práctica, la falta de datos suficientes será frecuentemente severa, por lo tanto haciendo imperativo que la simplificación del modelo sea hecha juiciosamente. Este problema es aun más complejo cuando la heterogeneidad espacial ocurre simultáneamente con la dependencia espacial.

En la econometría espacial se aplican las ideas de la teoría de la ciencia regional sobre la estructura e interacción espacial como la base para las varias restricciones y reparametrizaciones. Tanto en este caso como en el de la dependencia espacial, estas ideas teóricas forman el punto de partida para la selección e implementación de una especificación del modelo que provea la estructura que de otra forma sería intratable.

1.3. Contigüidad o Conectividad Espacial

Uno de los temas cruciales a resolver cuando tenemos el tipo de situaciones descritas en las secciones anteriores, es el de expresar formalmente la forma en que se incorpore al modelo la estructura de la dependencia espacial. En el análisis de series de tiempo, la noción de una variable rezagada no es ambigua, es clara, sin embargo, en el caso del análisis espacial este tema se complica bastante. Además de que la definición de un rezago espacial en dos dimensiones puede ser ampliamente arbitraria, la extensión de este concepto a rezagos de orden mayor crea una nueva problemática. En la literatura se puede encontrar una gran variedad de términos y enfoques, por lo que el tratamiento de este tema está lejos de ser uniforme. Por consiguiente, en este trabajo se limitará la discusión sobre aspectos seleccionados que son particularmente importantes para la especificación y estimación del modelo que se tratará posteriormente. A continuación se presentarán algunos conceptos y definiciones que serán fundamentales para expresar formalmente la noción de dependencia espacial. A lo largo de esta sección se asumirá que las observaciones están organizadas en unidades espaciales, las cuales pueden ser regiones en un mapa.

1.3.1. Vecindad Espacial

Para una determinada unidad espacial, es necesario en primer lugar determinar cuáles otras unidades dentro del sistema espacial tienen una influencia sobre esta unidad en particular.

Considere un sistema S de N unidades espaciales, indexadas $i = 1, 2, \dots, N$, y una variable aleatoria x_i observada para cada una de estas unidades espaciales. En la literatura de procesos de rejillas (lattice processes) y modelos de campos aleatorios (random fields), un conjunto de unidades vecinas para una unidad espacial i está definida como la colección de aquellas unidades j para las cuales x_j está contenida en la forma funcional de la probabilidad condicional de x_i , condicionada sobre x en todas las demás localizaciones. Formalmente, esta definición proporcionaría un conjunto de unidades vecinas J para i , para las cuales:

$$P[x_i|x] = P[x_i|x_J]$$

donde x_J es el vector de observaciones de x_j , $\forall j \in J$, y x es el vector que contiene todas las x_i en el sistema. Alternativamente, el conjunto de unidades

vecinas j para la unidad i puede ser descrita como

$$\{j|P[x_i] \neq P[x_i|x_j]\}$$

o, como aquellas unidades para las cuales la probabilidad marginal condicional para x_i no es igual a la probabilidad marginal incondicional. Nótese que ninguna de estas deficiones contiene información acerca de la localización relativa de las unidades espaciales, únicamente toma en cuenta la influencia que se da a través de las probabilidades condicionales.

Con el propósito de introducir un aspecto espacial a estas definiciones de vecindad, Anselin [1] sugiere la siguiente defición alternativa:

$$\{j|P[x_i] \neq P[x_i|x_j] \text{ y } d_{ij} < \epsilon_i\}$$

donde d_{ij} es una medida de la distancia entre las unidades i y j dentro de un espacio adecuadamente estructurado, y ϵ_i es un punto crítico de corte para cada unidad espacial i , y posiblemente el mismo para todas las unidades espaciales.

Este concepto alternativo de vecindad incorpora una estructura adicional en el conjunto de datos espaciales, combinando una noción de dependencia estocástica (relacionando magnitudes) con una noción de espacio (relacionando distancia y localización relativa). En cuanto a las unidades que no cumplen con el criterio de la distancia, éstas pueden ser incluidas en el conjunto de unidades vecinas de mayor orden, lo que implica que la influencia de la unidad j sobre la unidad i se da a través de otras unidades espaciales.

El conjunto de unidades vecinas para cada unidad espacial puede ser representado por una matriz de conectividad asociada, la cual se discutirá a continuación.

1.3.2. Matrices de Contigüidad Espacial

Las primeras medidas para la dependencia espacial, o más precisamente, para la autocorrelación espacial, están basadas en la noción de contigüidad binaria entre las unidades espaciales. De acuerdo a esta noción, la estructura de las vecindades está expresada por valores de 0 y 1. Si dos unidades espaciales tienen una frontera común de magnitud mayor a cero se les considera como contiguas, y entonces se asigna un valor de 1.

Obviamente esta definición de contigüidad asume la existencia de un mapa, sobre el cual estos aspectos puedan ser identificados. Cuando las unidades

espaciales son puntos sobre el espacio, tales como ciudades en una región, que están espaciadas o separadas regular o irregularmente sobre el sistema, el significado de contigüidad puede derivarse de la noción de camino más cercano formado al conectar los puntos. Estos puntos son considerados como vecinos si están dentro de una distancia máxima dada entre ellos.

De una manera similar, se puede considerar la contigüidad de diferentes órdenes. Esto se puede conseguir de una manera recursiva, definiendo la contigüidad de k -ésimo orden cuando las unidades espaciales son contiguas de primer orden a una unidad espacial contigua de $(k - 1)$ -ésimo orden, y que no sean ya contiguas de orden menor.

La estructura espacial resultante se expresa formalmente en una matriz de contigüidad o de conectividad \mathbf{W}_k . En esta matriz, cada unidad espacial está representada tanto por una fila como por una columna. En cada columna, los elementos distintos de cero corresponden a unidades espaciales contiguas. Es decir, esta matriz \mathbf{W}_k tiene elementos $w_k(i, j) > 0$ si las unidades i y j son contiguas de k -ésimo orden, y $w_k(i, j) = 0$ si no lo son. Se asumirá a lo largo del trabajo que una unidad espacial es contigua de orden cero a sí misma, es decir, la matriz \mathbf{W}_0 consistirá en la matriz identidad de dimensión N ($\mathbf{W}_0 = \mathbf{I}_N$).

Hay una gran variedad de procedimientos mediante los cuales se puede formalizar la contigüidad binaria, lo que es un rasgo no deseable. Más aun, la contigüidad simple sólo provee una representación limitada del alcance de la interacción espacial que puede ser expresada dentro del modelo. Adicionalmente, no es sensible a un número de transformaciones topológicas, en el sentido de que la misma matriz de contigüidad puede representar diferentes arreglos de las unidades espaciales.

1.3.3. Matrices Generales de Ponderación Espacial

Cliff y Ord [4] extendieron el concepto de contigüidad binaria incluyendo una medida general de la interacción potencial entre dos unidades espaciales. Esto es expresado en una matriz de ponderaciones espaciales \mathbf{W} , también conocida como la matriz de ponderaciones Cliff-Ord. La determinación de la especificación apropiada para los elementos w_{ij} de esta matriz, es uno de los temas más difíciles y controversiales en la econometría espacial.

La sugerencia hecha por Cliff y Ord consiste en usar una combinación de medidas de distancia (inversa de la distancia, o exponenciales negativos de la distancia) y la longitud relativa de la frontera común entre dos unidades

espaciales, en el sentido de la proporción con la longitud total de la frontera que es ocupada por la otra unidad bajo consideración. Las ponderaciones resultantes serán entonces asimétricas, a menos de que la longitud total de las fronteras de ambas unidades espaciales fueran iguales. Formalmente:

$$w_{ij} = (d_{ij})^{-a} (\beta_{ij})^b$$

donde d_{ij} es la distancia entre las unidades espaciales i y j , β_{ij} es la proporción de la frontera de la unidad i que está en contacto con la unidad j , y a y b son parámetros.

Estas ponderaciones están fuertemente ligadas a las características físicas de las unidades espaciales sobre el mapa. Al igual que las medidas de contigüidad binaria, éstas son menos útiles cuando las unidades espaciales consisten en puntos (por ejemplo ciudades) dado que las nociones de longitud de frontera no están bien definidas. También son menos significativas cuando los fenómenos de interacción espacial bajo consideración están determinados por factores tales como variables económicas puras, las cuales pueden tener poco que ver con la configuración espacial de las fronteras en un mapa físico.

Anselin y Smirnov [2] proponen un algoritmo para calcular correctamente las matrices de ponderaciones espaciales de distintos órdenes. Anselin [1] argumenta que la estructura de la dependencia espacial incorporada en la matriz de ponderaciones espaciales debería de escogerse juiciosamente y en relación a conceptos generales de la teoría de la interacción espacial, tales como la accesibilidad o como el tiempo de viaje (o traslado). A continuación se presenta el uso principal que se le da a la matriz de ponderaciones espaciales.

1.3.4. Operador de Rezago Espacial

El objetivo o utilidad principal de la matriz de ponderaciones espaciales en la especificación de modelos econométricos espaciales es relacionar una variable en un punto o región en el espacio con observaciones de esa variable en otras unidades espaciales dentro del sistema. En un contexto de series de tiempo, ésto se logra utilizando un operador de rezago, el cual relaciona una variable en un tiempo t con la misma variable en otro tiempo s .

En el espacio, esta relación no se da tan directamente debido a las varias direcciones en que el desplazamiento puede llevarse a cabo. En muchas situaciones aplicadas, no hay motivaciones fuertes a priori que puedan guiar la elección relevante de la dependencia. Este problema se resuelve considerando una suma ponderada de los valores de todas las unidades espaciales que

proviene de un orden de contigüidad dado, y no tomando cada una de ellas en forma individual. Los términos de la suma se obtienen multiplicando las observaciones de la serie de tiempo espacial en cuestión por la ponderación asociada tomada de la matriz de ponderaciones espaciales. Formalmente, el operador de rezago espacial de orden k , L_k , está dado por:

$$L_k y_{it} = \sum_{j=1}^N w_k(i, j) y_{jt} \quad (1.1)$$

donde y_{it} , $i = 1, 2, \dots, N$, $t = 1, 2, \dots, T$, es la serie de tiempo espacial con el primer subíndice indexando las unidades espaciales y el segundo indexando las unidades de tiempo.

Claramente, la noción resultante de una variable rezagada espacialmente no es la misma que en el análisis de series de tiempo, pero en su lugar, es similar al concepto de rezago distribuido. En este sentido, nótese que las ponderaciones usadas en la construcción de las variables rezagadas se toman como dadas, como se puede imponer una senda particular en el tiempo en la estimación de un rezago distribuido.

Frecuentemente, la matriz de ponderaciones \mathbf{W}_k se estandariza de tal forma que la suma de todos los elementos de cada fila sea igual a 1, es decir, las ponderaciones distintas de cero se reemplazan por $w'_k(i, j) = w_k(i, j) / N_i^{-1}(k)$, donde $N_i^{-1}(k)$ es la suma de los elementos de la fila i de la matriz \mathbf{W}_k . Sin embargo, esta estandarización no debería hacerse automáticamente. Por ejemplo, cuando las ponderaciones están basadas en la función de distancia inversa, las cuales tienen una interpretación económica significativa, la estandarización puede llevar a la pérdida de esa interpretación.

No siempre es económicamente significativa la interpretación de estas matrices de ponderaciones espaciales. Por ejemplo, cuando la matriz de ponderaciones es la matriz de contigüidad binaria, la estandarización implica que el operador de rezago espacial se vuelva simplemente el promedio de los valores observados en las unidades vecinas o contiguas de k -ésimo orden. En términos de interacción espacial, esto señala una competencia entre unidades vecinas: mientras menos unidades vecinas tenga una unidad, más fuertes serán las influencias individuales de ellas sobre la unidad central.

1.4. Autocorrelación Espacial-Temporal

Recordemos que estamos considerando una variable aleatoria observable sobre N localidades en el espacio en puntos discretos del tiempo, $t = 1, 2, \dots, T$. El siguiente capítulo presenta el modelo general que describirá la interacción en el tiempo y el espacio de una variable dada. Para ello necesitaremos estimar la estructura de autocorrelación en rezagos espaciales y temporales de la variable en cuestión. Utilizaremos un enfoque paralelo al análisis de series de tiempo, que consiste en la *función de autocorrelación espacial-temporal*.

Sea $\mu = E[y_{it}]$ el valor esperado o media general de la serie de tiempo espacial-temporal y_{it} . La autocovarianza entre las variables aleatorias y_{it} y $L_k y_{i,t-s}$ puede definirse por

$$\gamma_{ks} = \text{cov}[y_{it}, L_k y_{i,t-s}] = E[(y_{it} - \mu)(L_k y_{i,t-s} - \mu)]$$

y la varianza de la serie $L_k y_{i,t-s}$ como

$$\sigma_{ks}^2 = \text{cov}[L_k y_{i,t-s}, L_k y_{i,t-s}] = \text{var}[L_k y_{i,t-s}] = E[(L_k y_{i,t-s} - \mu)^2] \quad (1.2)$$

Por lo tanto, la autocorrelación spacial-temporal en el rezago espacial k y rezago temporal s es:

$$\rho_{ks} = \frac{\gamma_{ks}}{\sigma_{00}^2} = \frac{E[(y_{it} - \mu)(L_k y_{i,t-s} - \mu)]}{E[(y_{it} - \mu)^2]} \quad (1.3)$$

que puede estimarse a partir de la serie observada y_{it} de la siguiente forma:

$$r_{ks} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=s+1}^T (y_{it} - \bar{y})(L_k y_{i,t-s} - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y})^2}$$

donde

$$\bar{y} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}$$

es un estimador de la media espacial-temporal general μ .

La secuencia $\{r_{ks}\}$ para $s = 0, 1, \dots$ y $k = 1, 2, \dots$ especifica la *función de autocorrelación espacial-temporal muestral* (o autocorrelograma espacial-temporal) de la serie y_{it} . Sin embargo, estos estimadores no son completamente satisfactorios, aun cuando la serie y_{it} sea estacionaria tanto en tiempo como en espacio. Siempre que el operador de rezago L_k tome la forma de un

promedio ponderado, la varianza de $L_k y_{it}$ será normalmente menor que la varianza de y_{it} , esto es

$$E [(L_k y_{it} - \bar{y})^2] < E [(y_{it} - \bar{y})^2]$$

ó

$$\text{var} (L_k y_{it}) < \text{var} (y_{it}) \quad (1.4)$$

debiéndose ésto al efecto de suavizamiento propio de L_k . Si bien $\max |r_{ks}| \leq 1$, siempre que 1.4 se cumpla, la función de autocorrelación se desvanecerá y el grado de la desvanecimiento variará de acuerdo al rezago espacial. Una definición alternativa de las autocorrelaciones que supera esta problemática está dada por:

$$\rho_{ks} = \frac{\gamma_{ks}}{(\sigma_{00}^2 \sigma_{k0}^2)^{1/2}} = \frac{E [(y_{it} - \mu) (L_k y_{i,t-s} - \mu)]}{\{E [(y_{it} - \mu)^2] E [(L_k y_{it} - \mu)^2]\}^{1/2}} \quad (1.5)$$

y se estima de la siguiente forma:

$$r_{ks} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=s+1}^T (y_{it} - \bar{y}) (L_k y_{i,t-s} - \bar{y})}{\left[\left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y})^2 \right) \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (L_k y_{it} - \bar{y})^2 \right) \right]^{1/2}}$$

donde ahora tenemos que

$$[\text{var} (y_{it}) \text{var} (L_k y_{it})]^{1/2} < \text{var} (y_{it})$$

Nótese que en la expresión 1.2 se utilizó μ en la definición de la varianza de $L_k y_{it}$. Se puede redefinir esta varianza reemplazando a μ por $\mu_k = E [L_k y_{it}]$. Con esta nueva definición se pueden hallar otras expresiones para las autocorrelaciones al sustituirla en la expresión 1.5. Mientras que esto nos da una estimación razonable para un ρ_{ks} específico cuando se considera aisladamente de los demás valores de la función de autocorrelación, no nos da una estimación satisfactoria de la función de autocorrelación $\{\rho_{ks}\}$ en su totalidad. La principal desventaja es que la expresión de la autocorrelación involucraría dos medias y que una de ellas variaría con el rezago espacial. Como resultado de este factor, las correlaciones individuales en la función de autocorrelación estimada $\{r_{ks}\}$ carecerían de compatibilidad y por lo tanto resultaría algo complicada la interpretación de esta función. Se utilizará por lo tanto en este trabajo la segunda alternativa, i.e., la expresión 1.5.

1.5. Spillovers y Externalidades Espaciales en la Economía

Existe una extensa literatura sobre *spillovers* y *externalidades* espaciales en economía. En este trabajo no se pretende desarrollar ni mejorar ningún modelo teórico existente sobre este tema, la intención de éste es describir en qué magnitud se presentan estos spillovers o transmisiones espaciales en la industria manufacturera en las diferentes entidades federativas. Sin embargo, es de gran utilidad recordar algunas referencias sobre la distribución espacial de la actividad económica para entender más profundamente la estructura de la economía y de esta forma distinguir el posible mecanismo mediante el cual se generan estas transmisiones espaciales en el sector manufacturero.

En el trabajo de Hanson [7] podemos encontrar una amplia revisión de trabajos empíricos realizados a finales del siglo pasado sobre los determinantes de la concentración regional de la actividad económica. La teoría subraya como determinante principal de la aglomeración espacial en la industria a los rendimientos crecientes a escala principalmente. Hanson señala que las economías de escala pueden ser externas o internas a las empresas, en el primer caso pueden estar relacionadas con spillovers de conocimientos, mientras que el segundo caso, en combinación con los costos de transporte, crean externalidades de localización específica. En relación a nuestro trabajo, señala que la distancia disipa el impacto de los efectos externos, por lo que los agentes económicos tienen incentivos a establecerse cercanos entre sí.

Hanson encuentra dos resultados empíricos que son robustos ante los problemas de estimación. El primero de ellos se refiere a que los salarios individuales se incrementan cuando la fuerza de trabajo local tiene trabajadores altamente educados, y destaca que esto es consistente con el concepto de que los rendimientos sociales de la educación son mayores a los rendimientos privados ocasionados por las externalidades de capital humano. El segundo resultado hace referencia a que el crecimiento de largo plazo de las industrias es mayor en regiones con una amplia variedad de actividades industriales, al menos para algunas de ellas. Esto último inspira a las empresas a establecerse en medios más diversos.

Hanson percibe otros dos patrones de correlación. Por un lado advierte que en el corto plazo el crecimiento de la industria y la productividad son mayores cuando la aglomeración de la propia industria es mayor. Por otro lado distingue que las conexiones de demanda regionales, medidas por el

potencial del mercado, están asociadas con salarios mayores y con el rápido crecimiento de la población urbana.

Finalmente, en su revisión, Hanson concluye que el grueso de los resultados empíricos sugieren que las externalidades de localización específica existen y, lo más importante, tienen influencia en la distribución espacial de la actividad económica. El trabajo de Hanson también constituye una fuente importante para la revisión de modelos teóricos acerca de spillover y externalidades regionales o espaciales.

Otra referencia importante, en cuanto al alcance del presente trabajo, es el análisis que Davis y Weinstein [5] llevan a cabo sobre la concentración espacial para las cuarenta regiones en Japón. Ellos analizan los canales a través de los cuales la geografía y el espacio económico afectan a la productividad. Entre los determinantes estudiados en su trabajo se encuentran el tamaño de la región agregada y la afectación de regiones vecinas sobre el acceso al mercado. Además consideran si estas influencias trabajan a través del acceso a los diferentes tipos de insumos que la industria requiere o a través de un acceso adecuado a sus clientes.

Davis y Weinstein hallan que las relaciones más robustas con la productividad son el tamaño del mercado y la variable de *conexión de costos*, esta última mide el grado de acceso de una región a las fuentes de insumos requeridos por el producto de esa región en particular. Sus estimaciones también sugieren un vínculo significativo entre el tamaño de la región y la productividad. En este trabajo, ellos observan que el tamaño y la geografía juegan un papel muy importante en el estudio de la distribución regional del bienestar nacional. Concluyen además, que la geografía económica sugiere que regiones localizadas cerca de las mayores economías son más probables de obtener mayores ganancias de la integración económica.

Capítulo 2

Modelo STARMAG

En este capítulo se describirá el modelo que se utilizará para desarrollar el Capítulo 3, el cual tiene la ventaja que se adapta perfectamente al tipo de datos que se pretende estudiar y al tipo de análisis que se desea realizar. Antes de entrar a la descripción del modelo se mencionan algunos antecedentes.

A finales de los años 70, Martin y Oeppen [8] y Pfeifer y Deutsch [9] extendieron los modelos de series de tiempo ARMA, popularizados por Box y Jenkins [3], a un contexto espacial-temporal, introduciendo los modelos STARMA (Space-Time Autorregresive Moving Average). Di Giacinto [6], algunos años después, generalizó la especificación de los modelos STARMA para elevar la habilidad del modelo para examinar la dependencia espacial y la heterogeneidad de las observaciones. Para ello aumentó el conjunto de variables explicativas, incluyendo rezagos espaciales contemporáneos del proceso y de los choques no observables, y permitiendo que los parámetros variaran con la localización espacial. A este modelo se le llama STARMAG (Space-Time Autorregresive Moving Average Generalized).

2.1. Modelo para Dependencia Espacial Pura

En esta sección asumiremos en primer lugar que se tiene una serie de tiempo espacial y_{it} , donde el subíndice i indexa las unidades espaciales o regiones y el subíndice t indexa las unidades de tiempo, con $i = 1, 2, \dots, N$ y $t = 1, 2, \dots, T$. Se asumirá también que este proceso observado es estacionario tanto en tiempo como en espacio. Adicionalmente suponemos que se cuenta con información a priori sobre la estructura espacial de los datos, en la forma

de una ordenación jerárquica creciente en la distancia sobre las N unidades espaciales, representada por las matrices de ponderaciones \mathbf{W}_k descritas en el capítulo 1.

El modelo STARMAG($p, \boldsymbol{\lambda}, q, \boldsymbol{\nu}$), suponiendo un proceso espacialmente homogéneo, tiene la siguiente expresión:

$$y_{it} - \sum_{h=0}^p \sum_{k=0}^{\lambda_h} \phi_{hk} L_k y_{i,t-h} = \alpha - \sum_{h=0}^q \sum_{k=0}^{\nu_h} \theta_{hk} L_k u_{i,t-h} \quad (2.1)$$

con $\phi_{00} \equiv \theta_{00} \equiv 0$, y donde

u_{it} es un proceso de ruido blanco homoscedástico espacial-temporal con media cero y función de autocovarianza $E(u_{it}u_{i+j,t+l}) = \sigma^2 \delta_{0j} \delta_{0l}$, donde δ_{ij} es la delta de Kronecker;

p y q son los órdenes temporales de los componentes autorregresivo y de promedios móviles, respectivamente;

los vectores $\boldsymbol{\lambda} = [\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_p]'$ y $\boldsymbol{\nu} = [\nu_0, \nu_1, \dots, \nu_q]'$ proporcionan el orden espacial asociado a cada rezago temporal de los componentes autorregresivos y de promedios móviles, respectivamente, y;

L_k es el operador de rezago espacial de orden k dado por la expresión 1.1.

Cuando tengamos que $\lambda_0 = \lambda_1 = \dots = \lambda_p = \bar{\lambda}$ y $\nu_0 = \nu_1 = \dots = \nu_q = \bar{\nu}$ llamaremos al modelo como STARMAG($p, \bar{\lambda}, q, \bar{\nu}$) *completo*.

A diferencia del modelo STARMA original, en esta especificación las primeras sumas en ambos lados de la expresión 2.1 parten de 0, permitiendo que rezagos espaciales contemporáneos, tanto de la serie observada como de los choques no observables, se encuentren dentro del conjunto de variables explicativas del modelo¹. De esta forma se incorpora al modelo la dependencia espacial pura, manteniendo la hipótesis de que los choques no están correlacionados ni en espacio ni en tiempo y habilitando la existencia de *spillovers* espaciales en las innovaciones del proceso dentro de un periodo de tiempo dado.

¹En el modelo STARMA las primeras sumas parten de uno, por lo que se excluye del conjunto de variables explicativas a los rezagos contemporáneos. Esta característica, junto con el supuesto de que las innovaciones no están correlacionadas espacialmente, implica que, condicionados en observaciones pasadas, los valores contemporáneos del proceso obtenidos en diferentes unidades espaciales no están correlacionados.

2.1.1. Representaciones VARMA del Modelo

Apilando los N valores de las variables para cada periodo de tiempo, llegamos a la siguiente expresión vectorial del modelo:

$$\mathbf{A}(B) \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{M}(B) \mathbf{u}_t \quad (2.2)$$

con

$$\begin{aligned} \mathbf{A}(B) &= (\mathbf{A}_0 - \mathbf{A}_1 B - \dots - \mathbf{A}_p B^p) \\ \mathbf{M}(B) &= (\mathbf{M}_0 - \mathbf{M}_1 B - \dots - \mathbf{M}_q B^q) \end{aligned}$$

y donde $\mathbf{y}_t = [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Nt}]'$, $\mathbf{u}_t = [u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{Nt}]'$, $E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}'_{t-h}) = \delta_{0h} \Sigma_u$, $\Sigma_u = \sigma^2 \mathbf{I}_N$ y $\boldsymbol{\alpha} = \alpha \mathbf{i}_N$. Como siempre, \mathbf{I}_N es la matriz identidad de dimensión N , \mathbf{i}_N es un vector de dimensión N con todos sus elementos iguales a 1 y B es el operador de rezago de Box-Jenkins. Las matrices \mathbf{A}_h y \mathbf{M}_h de $N \times N$ están definidas así:

$$\begin{aligned} \mathbf{A}_0 &= \mathbf{I}_N - \sum_{k=0}^{\lambda_0} \phi_{0k} \mathbf{W}_k, & \mathbf{A}_h &= \sum_{k=0}^{\lambda_h} \phi_{hk} \mathbf{W}_k, & h &= 1, 2, \dots, p \\ \mathbf{M}_0 &= \mathbf{I}_N - \sum_{k=0}^{\nu_0} \theta_{0k} \mathbf{W}_k, & \mathbf{M}_h &= \sum_{k=0}^{\nu_h} \theta_{hk} \mathbf{W}_k, & h &= 1, 2, \dots, q \end{aligned}$$

donde \mathbf{W}_k es la matriz de ponderaciones espaciales de orden k definida en el Capítulo 1. Dadas las analogías formales del modelo STARG (Space-Time Autorregresive Generalized) con el modelo VAR estructural, a la expresión 2.2 se le llamará *representación estructural VARMA* del modelo STARMAG.

Suponiendo que las matrices \mathbf{A}_h y \mathbf{M}_h son invertibles, el modelo 2.2 puede ser reparametrizado en la siguiente forma VARMA:

$$\tilde{\mathbf{A}}(B) \mathbf{y}_t = \tilde{\boldsymbol{\alpha}} + \tilde{\mathbf{M}}(B) \tilde{\mathbf{u}}_t \quad (2.3)$$

donde

$$\begin{aligned} \tilde{\mathbf{A}}(B) &= (\mathbf{I}_N - \tilde{\mathbf{A}}_1 B - \dots - \tilde{\mathbf{A}}_p B^p) \\ \tilde{\mathbf{M}}(B) &= (\mathbf{I}_N - \tilde{\mathbf{M}}_1 B - \dots - \tilde{\mathbf{M}}_q B^q) \end{aligned}$$

y $\tilde{\mathbf{u}}_t = \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{M}_0 \mathbf{u}_t$, $\tilde{\mathbf{A}}_h = \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{A}_h$, $\tilde{\mathbf{M}}_h = \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{M}_h \mathbf{M}_0^{-1} \mathbf{A}_0$ y $\tilde{\boldsymbol{\alpha}} = \mathbf{A}_0^{-1} \boldsymbol{\alpha}$.

A la expresión 2.3 se le llamará *representación reducida VARMA* del modelo estructural dado por la expresión 2.2. Este es un modelo VARMA(p, q)

con restricciones sobre los coeficientes ARMA, interceptos y matriz de covarianzas de los errores, derivadas de las hipótesis de homogeneidad espacial y dependencia local.

El supuesto de homogeneidad espacial se traslada al modelo STARMAG imponiendo restricciones de igualdad sobre los parámetros entre las diferentes unidades espaciales, mientras que, bajo la hipótesis de dependencia local, los coeficientes autorregresivos y de promedios móviles se igualan a cero más allá de un rezago espacial dado. La matriz de covarianzas contemporáneas de los errores de la forma reducida es $E(\tilde{\mathbf{u}}_t \tilde{\mathbf{u}}_t') = \Sigma_{\tilde{\mathbf{u}}} = \sigma^2 (\mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{M}_0) (\mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{M}_0)'$.

Con la excepción del caso en que $\mathbf{A}_0 = \mathbf{I}_N$ y $\mathbf{M}_0 = \mathbf{I}_N$, donde el modelo STARMAG se reduce al modelo STARMA ordinario, $\Sigma_{\tilde{\mathbf{u}}}$ deja de ser esférica. Por lo tanto el modelo generalizado toma en cuenta la correlación residual contemporánea hallada en aplicaciones empíricas del modelo STARMA, en el sentido de que si el proceso generador *verdadero* de los datos proviene de la clase STARMAG, entonces ajustar un modelo STARMA a los datos se traduciría en correlación contemporánea de los residuales.

De manera similar al del análisis de series de tiempo, los modelos deben de cumplir ciertas características para que sean estacionarios y/o invertibles. En nuestro contexto espacial-temporal, la estacionariedad en el tiempo para el proceso definido por 2.3 requiere que

$$\left| \mathbf{I}_N - \sum_{h=1}^p \tilde{\mathbf{A}}_h z^h \right| \neq 0 \quad \text{para} \quad |z| \leq 1 \quad (2.4)$$

Análogamente, la invertibilidad requiere que

$$\left| \mathbf{I}_N - \sum_{h=1}^q \tilde{\mathbf{M}}_h z^h \right| \neq 0 \quad \text{para} \quad |z| \leq 1$$

La condición 2.4 es fundamental para el análisis de impulso-respuesta que se describirá en la última sección del presente capítulo.

2.2. Estimación por Máxima Verosimilitud

La estimación por máxima verosimilitud es el enfoque preferido para obtener estimadores consistentes en el caso de datos espaciales puros.

La inferencia en los modelos STARMAG se basa en la función de verosimilitud, suponiendo que se dispone de una muestra de T observaciones en el

tiempo y p valores muestrales. Igualando los q valores muestrales de las innovaciones no observables a su media marginal de cero, el modelo STARMAG espacialmente homogéneo puede representarse como

$$(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{A}_0) \underline{\mathbf{y}} = \mathbf{Z}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\aleph}\underline{\mathbf{u}} \quad (2.5)$$

donde \otimes se refiere al producto Kronecker y además:

$$\begin{aligned} \underline{\mathbf{u}} &= \text{vec}(\mathbf{U}), \quad \mathbf{U} = [\mathbf{u}_1, \mathbf{u}_2, \dots, \mathbf{u}_T] \\ \mathbf{Z} &= [\mathbf{D}, \mathbf{Y}_1], \quad \mathbf{D} = \mathbf{i}_N T \\ \mathbf{Y}_1 &= [\underline{\mathbf{y}}_{10}, \underline{\mathbf{y}}_{11}, \dots, \underline{\mathbf{y}}_{1\lambda_1}, \dots, \underline{\mathbf{y}}_{p0}, \underline{\mathbf{y}}_{p1}, \dots, \underline{\mathbf{y}}_{p\lambda_p}] \\ \underline{\mathbf{y}}_{hk} &= \text{vec}(\mathbf{W}_k \mathbf{Y}_h) \\ \mathbf{Y}_h &= [\mathbf{y}_{1-h}, \mathbf{y}_{2-h}, \dots, \mathbf{y}_{T-h}] \\ \underline{\mathbf{y}} &= \underline{\mathbf{y}}_{00} \\ \boldsymbol{\beta} &= [\alpha, \phi'_1]' \\ \phi_1 &= [\phi_{10}, \phi_{11}, \dots, \phi_{1\lambda_1}, \dots, \phi_{p0}, \phi_{p1}, \dots, \phi_{p\lambda_p}]' \\ \boldsymbol{\aleph} &= \sum_{h=0}^q (\mathbf{B}^h \otimes \mathbf{M}_h) \end{aligned}$$

donde \mathbf{B}^h es una matriz de $T \times T$ con elementos $\mathbf{B}^h(i, j) = 1$ si $j - i = h$ y $\mathbf{B}^h(i, j) = 0$ en otro caso.

A partir de la expresión 2.5 se obtiene que el jacobiano de la transformación de $\underline{\mathbf{u}}$ a $\underline{\mathbf{y}}$ es

$$\left| \frac{\partial \underline{\mathbf{u}}}{\partial \underline{\mathbf{y}}'} \right| = |\boldsymbol{\aleph}^{-1} (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{A}_0)|$$

el cual, dada la estructura de diagonal en bloques de la matrix $(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{A}_0)$ y la estructura triangular en bloques de las matrix $\boldsymbol{\aleph}$, se simplifica a

$$\left| \frac{\partial \underline{\mathbf{u}}}{\partial \underline{\mathbf{y}}'} \right| = |\mathbf{M}_0|^{-T} |\mathbf{A}_0|^{-T}$$

y es diferente a la unidad cuando $\mathbf{A}_0 \neq \mathbf{I}_N$ ó $\mathbf{M}_0 \neq \mathbf{I}_N$.

Bajo el supuesto de que la distribución de probabilidad de las innovaciones es gaussiana y dado el valor determinado del jacobiano anterior, la función de verosimilitud (logaritmo de) para el vector $\boldsymbol{\tau}$ de todos los parámetros del modelo STARMAG, codicionada en los valores muestrales del proceso y de las innovaciones, tiene la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} & ll(\boldsymbol{\tau} | \mathbf{y}_0, \mathbf{y}_{-1}, \dots, \mathbf{y}_{1-p}, \mathbf{u}_0, \mathbf{u}_{-1}, \dots, \mathbf{u}_{1-q}) \\ &= \text{const} - \frac{T}{2} \log(|\boldsymbol{\Sigma}_u|) + T \log(|\mathbf{A}_0|) - T \log(|\mathbf{M}_0|) - \frac{1}{2} \underline{\mathbf{u}}' (\mathbf{I}_T \otimes \boldsymbol{\Sigma}_u^{-1}) \underline{\mathbf{u}} \end{aligned} \quad (2.6)$$

con $\underline{\mathbf{u}} = \mathbf{N}^{-1} [(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{A}_0) \underline{\mathbf{y}} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\beta}]$ y $\boldsymbol{\Sigma}_u = \sigma^2 \mathbf{I}_N$.

El vector gradiente es $\mathbf{s}_\tau = [\mathbf{s}'_\beta, \mathbf{s}'_{\phi_0}, \mathbf{s}'_\theta, s_{\sigma^2}]'$, donde los componentes tienen las siguientes expresiones:

$$\mathbf{s}_\beta = \frac{\partial \ell}{\partial \boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{N}^{-1} \mathbf{Z})' (\mathbf{I}_T \otimes \boldsymbol{\Sigma}_u^{-1}) \underline{\mathbf{u}}$$

$$\mathbf{s}_{\phi_0} = \frac{\partial \ell}{\partial \boldsymbol{\phi}_0} = \mathbf{f}_{\phi_0} + (\mathbf{N}^{-1} \underline{\mathbf{Y}}_0)' (\mathbf{I}_T \otimes \boldsymbol{\Sigma}_u^{-1}) \underline{\mathbf{u}}$$

$$\mathbf{s}_\theta = \frac{\partial \ell}{\partial \boldsymbol{\theta}} = \mathbf{f}_\theta - (\mathbf{N}^{-1} \underline{\mathbf{U}})' (\mathbf{I}_T \otimes \boldsymbol{\Sigma}_u^{-1}) \underline{\mathbf{u}}$$

$$s_{\sigma^2} = \frac{\partial \ell}{\partial \sigma^2} = -\frac{NT}{2} (\sigma^2)^{-1} + \frac{1}{2} (\sigma^2)^{-2} \underline{\mathbf{u}}' \underline{\mathbf{u}}$$

con

$$\boldsymbol{\phi}_0 = [\phi_{01}, \phi_{02}, \dots, \phi_{0\lambda_0}]'$$

$$\boldsymbol{\theta} = [\theta_{01}, \theta_{02}, \dots, \theta_{0\nu_0}, \theta_{10}, \theta_{11}, \dots, \theta_{1\nu_1}, \dots, \theta_{q0}, \theta_{q1}, \dots, \theta_{q\nu_q}]'$$

$$\underline{\mathbf{Y}}_0 = [\underline{\mathbf{y}}_{01}, \dots, \underline{\mathbf{y}}_{0\lambda_0}]$$

$$\underline{\mathbf{U}} = [\underline{\mathbf{u}}_{01}, \dots, \underline{\mathbf{u}}_{0\nu_0}, \dots, \underline{\mathbf{u}}_{q0}, \underline{\mathbf{u}}_{q1}, \dots, \underline{\mathbf{u}}_{q\nu_q}]$$

$$\underline{\mathbf{u}}_{hk} = (\mathbf{B}_h \otimes \mathbf{W}_k) \underline{\mathbf{u}}$$

$$\mathbf{f}_{\phi_0} = -T [\text{tr}(\mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{W}_1), \dots, \text{tr}(\mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{W}_{\lambda_0})]$$

$$\mathbf{f}_\theta = T [\text{tr}(\mathbf{M}_0^{-1} \mathbf{W}_1), \dots, \text{tr}(\mathbf{M}_0^{-1} \mathbf{W}_{\nu_0}), \mathbf{0}]$$

y donde $\mathbf{0}$ es una matriz de ceros cuya dimensión está determinada por el contexto.

Para obtener los estimadores de máxima verosimilitud de los parámetros de la expresión 2.6 se tiene que recurrir a métodos iterativos. Di Giacinto [6] obtiene la matriz de información de Fisher ϑ_τ , que se origina de las derivadas de segundo orden (Hessiano) de la función de verosimilitud (logaritmo de) dada por 2.6. Esta matriz se puede utilizar en el método iterativo de estimación, pero además se puede hacer inferencia sobre los parámetros del modelo ya que la matriz de varianzas-covarianzas está dada por la inversa de la matriz de información de Fisher ϑ_τ .

2.3. Función de Impulso-Respuesta Espacial-Temporal

La evolución de un proceso espacial-temporal dado puede reflejar las influencias de dos tipos de impulsos aleatorios: choques agregados, comunes a todas las unidades espaciales en la muestra; y choques idiosincráticos que son específicos a una localidad. Para abordar el tema del análisis de impulso-respuesta, se supondrá que todos los choques son idiosincráticos, o alternativamente, que el componente común puede ser eliminado en un etapa preliminar filtrando apropiadamente las series.

La función de impulso-respuesta para el modelo STARMAG se deriva en base a la representación reducida VARMA dada por la expresión 2.3. Cuando el modelo 2.3 cumple con la condición de estacionariedad 2.4, el proceso

$$\mathbf{y}_t = \tilde{\mathbf{A}}(B)^{-1} \tilde{\boldsymbol{\alpha}} + \tilde{\mathbf{A}}(B)^{-1} \tilde{\mathbf{M}}(B) \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{M}_0 \mathbf{u}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{h=1}^{\infty} \boldsymbol{\Psi}_h \mathbf{u}_{t-h} \quad (2.7)$$

está bien definido y la expresión 2.7 proporciona la descomposición de Wold del proceso en términos del vector de innovaciones estructurales \mathbf{u}_t .

Las matrices $\boldsymbol{\Psi}_h$ de $N \times N$ proveen los coeficientes de la función impulso-respuesta, describiendo el comportamiento dinámico del sistema en respuesta a un vector de choques aleatorios específicos a una localidad. En la especificación STARMAG los disturbios estructurales son ortogonales tanto en espacio como en tiempo, por lo que el modelo se ajusta perfectamente para el análisis de impulso-respuesta, ya que éste requiere que estos disturbios sean tanto ruido blanco como no correlacionado entre secciones.

Una manera conveniente de resumir esta información transmitida por la función impulso-respuesta en un contexto espacial-temporal, puede derivarse haciendo uso del esquema de ponderación espacial de la expresión 1.1. Específicamente, siendo $\Psi_h(i, j)$ la respuesta medida después de h periodos sobre la localidad i ante un impulso unitario en la localidad j , la expresión

$$\eta_{hk}^i = \sum_{j=1}^N w_k(i, j) \Psi_h(j, i) \quad (2.8)$$

será la función de impulso-respuesta espacial-temporal (STIR) del proceso, que proporciona la respuesta promedio, después de h periodos, sobre las unidades vecinas de orden k ante un choque en la localidad i .

Para cada región i , η_{hk}^i puede ser graficada como función de los rezagos temporales y espaciales haciendo fácil la apreciación del patrón local de la difusión espacial-temporal de las innovaciones.

Una manera alternativa de presentar la función de impulso-respuesta en un ambiente espacial-temporal se podría basar en la función

$$\zeta_{hk}^i = \sum_{j=1}^N w_k(i, j) \Psi_h(i, j) \quad (2.9)$$

que proporciona la respuesta promedio en la región i , en el rezago temporal h , ante un choque unitario en las unidades espaciales vecinas de orden k .

En referencia a la dirección del efecto del spillover espacial, a η_{hk}^i y ζ_{hk}^i se les llamará las funciones *outward* e *inward* STIR, respectivamente.

Las respuestas acumuladas y de largo plazo pueden definirse sobre la base de la función de impulso-respuesta. La respuesta acumulada es simplemente la suma de las respuestas hasta un horizonte temporal H dado, mientras que la respuesta de largo plazo se obtiene cuando H tiende a infinito.

La matriz de impulso-respuesta de largo plazo se obtiene directamente de la representación VARMA del proceso y tiene la siguiente expresión:

$$\Psi_{\infty} = \tilde{\mathbf{A}}(B)^{-1} \tilde{\mathbf{M}}(B) \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{M}_0$$

de donde se pueden derivar las funciones *outward* e *inward* STIR de largo plazo

$$\eta_{\infty k}^i = \sum_{j=1}^N w_k(i, j) \Psi_{\infty}(j, i)$$

$$\zeta_{\infty k}^i = \sum_{j=1}^N w_k(i, j) \Psi_{\infty}(i, j)$$

Capítulo 3

Análisis Regional del Sector Manufacturero

En este capítulo se presentan los principales resultados del análisis regional realizado sobre el sector manufacturero mexicano. El objetivo principal de este capítulo es evaluar el alcance de la propagación espacial de choques regionales específicos dentro del sector manufacturero de México, así como examinar la velocidad y el rango geográfico de la difusión espacial de las innovaciones. Para describir las características esenciales de la interacción espacial del sector, el análisis se centra en temas estructurales y no de pronósticos. En las siguientes secciones se describen los datos utilizados, los ajustes realizados y los modelos estimados, además del análisis de los resultados.

3.1. Descripción de los Datos

La base de datos empleada en el presente trabajo consta de las series mensuales del *Índice de producción manufacturera por entidad federativa* publicado por el *INEGI* para 16 entidades de la República Mexicana seleccionadas¹, de *enero de 1993 a diciembre de 2006* (las series son índices de volumen físico de la producción). Las entidades seleccionadas se listan en la Tabla 3.1 y se pueden ver en el mapa de la Gráfica 3.1.

¹El INEGI publica este índice para 17 entidades, las cuales representaron en 1993 el 82.9 por ciento del valor agregado bruto de la producción del sector manufacturero. En este trabajo no se consideró el estado de Yucatán, debido a que su interacción espacial con los demás estados es casi nula.



Figura 3.1: Mapa con las Entidades Federativas Seleccionadas en la Muestra

Aguascalientes	Durango	Nuevo León	Sinaloa
Baja California	Jalisco	Puebla	Sonora
Coahuila	México	Querétaro	Tlaxcala
Distrito Federal	Morelos	San Luis Potosí	Veracruz

Cuadro 3.1: Entidades Federativas Seleccionadas en la Muestra

La Gráfica 3.2 proporciona una representación tridimensional de las series de tiempo en el periodo señalado anteriormente para las 16 entidades de la muestra². En ella se puede observar que las series exhiben un patrón no estacionario tanto en tiempo como en espacio, las series son generalmente crecientes con el tiempo, aunque en algunos casos se percibe que han permanecido prácticamente en el mismo nivel a través del tiempo.

²Las series están ordenadas en forma ascendente de acuerdo a la observación más reciente. Por lo tanto, el orden en el eje de las entidades es de la siguiente forma: Morelos, Distrito Federal, México, Veracruz, Jalisco, Sinaloa, Tlaxcala, Sonora, Durango, San Luis Potosí, Nuevo León, Baja California, Coahuila, Querétaro, Puebla y Aguascalientes.

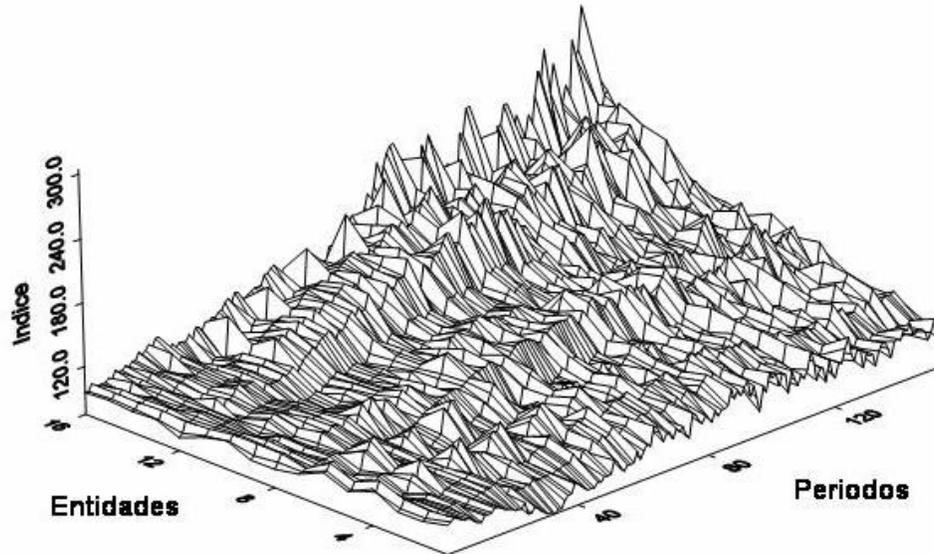


Figura 3.2: Índices de Producción Manufacturera

3.2. Ajustes Previos

Como se mencionó en el capítulo anterior, es necesario que las series sean estacionarias para que la función de impulso-respuesta sea bien comportada. Sin embargo, antes de buscar que las series tengan un comportamiento adecuado, es necesario controlarlas por choques agregados macroeconómicos comunes que pueden afectarlas. Esto último con el objetivo de permanecer con series que reflejen exclusivamente el comportamiento del sector manufacturero, excluyendo de ellas los efectos de choques macroeconómicos cuyos impactos están implícitamente contenidos en los datos. De esta forma se garantiza que el análisis de impulso-respuesta describa exclusivamente los choques idiosincráticos de la producción manufacturera.

Para este propósito se realizó la regresión del logaritmo de cada una de las series $\log(y_{it})$ contra las siguientes variables:

- $\log(CETES_t)$, $\log(INPP_t)$ y $\log(TC_t)$, donde $INPP$ es el Índice Nacional de Precios al Productor y TC es el Tipo de Cambio Peso-Dólar. Estas variables se incluyen para controlar por choques macroeconómicos nacionales.

- $\log(PET_t)$ y $\log(CLI - NAFTA_t)$, donde PET es el Precio del Petróleo y $CLI - NAFTA$ es el índice del ciclo económico correspondiente a la región de Norteamérica publicado por la OECD. Estas variables se incluyen para controlar por choques macroeconómicos internacionales y regionales.
- Rezagos de un periodo para todas las variables anteriores, con el fin de controlar por posibles respuestas rezagadas, además de rezagos de orden 6 y 12 para la variable $\log(CLI - NAFTA_t)$, dado que éste indicador conduce el ciclo económico de la región económica.
- Una tendencia determinística lineal para representar el crecimiento exógeno de la productividad, dummies estacionales, dado que las series presentan un fuerte patrón estacional, y finalmente la interacción de ambas, para representar patrones estacionales móviles en el tiempo.

Los estadísticos principales (R^2 , F , $prob(F)$, y Durbin-Watson) de los resultados de cada una de las 16 regresiones se presentan en la Tabla 3.2. En general, el ajuste para cada una de las ecuaciones es satisfactorio.

	R^2	F-stat	Prob(F)	D-W
Aguascalientes	0.9733	125.19	0.0000	1.2783
Baja California	0.9698	110.16	0.0000	1.3618
Coahuila	0.9759	138.87	0.0000	1.0895
Distrito Federal	0.9011	31.24	0.0000	1.6565
Durango	0.9536	70.44	0.0000	1.1755
Jalisco	0.9385	52.37	0.0000	1.8881
México	0.9477	62.08	0.0000	1.4749
Morelos	0.8764	24.31	0.0000	1.3910
Nuevo León	0.9862	244.23	0.0000	1.2302
Puebla	0.9132	36.08	0.0000	1.1402
Querétaro	0.9891	312.48	0.0000	1.4856
San Luis Potosí	0.9578	77.77	0.0000	1.0428
Sinaloa	0.9086	34.08	0.0000	0.9224
Sonora	0.8429	18.38	0.0000	0.9853
Tlaxcala	0.9573	76.77	0.0000	1.0025
Veracruz	0.9224	40.78	0.0000	1.1070

Cuadro 3.2: Regresiones de $\log(y_t)$ sobre las variables macro y determinísticas

Los residuales de estas regresiones están exentos de las influencias de las variables macroeconómicas detalladas previamente y se les llamará *residuales de la 1ª etapa*. Estos residuales son las series sobre las cuales se realizó el análisis posterior. La Gráfica 3.3 y los estadísticos Durbin-Watson de la Tabla 3.2 parecen indicar que las series son $I(0)$. Dado que estas series son la base del análisis de impulso-respuesta, es necesario verificar que son estacionarias.

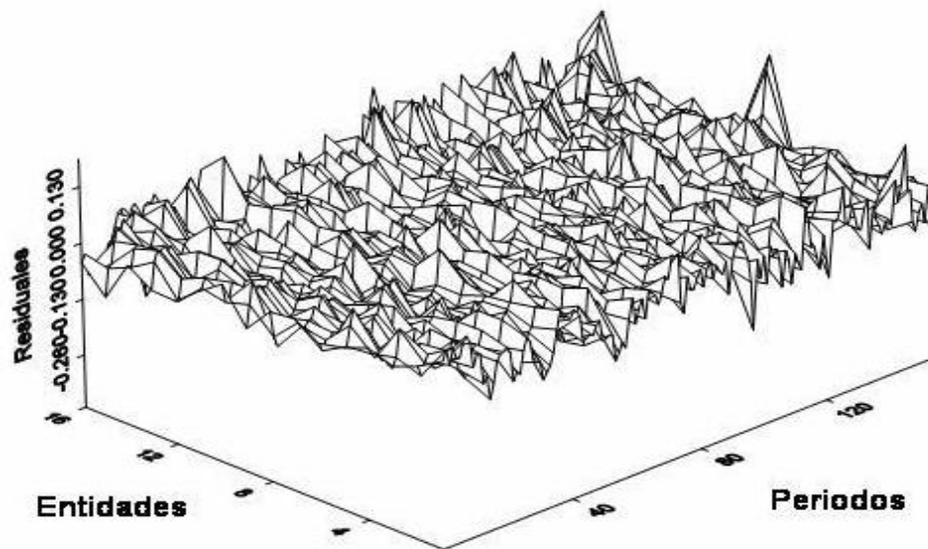


Figura 3.3: Residuales de las Regresiones de la 1ª etapa

Para confirmar la hipótesis de que las series son estacionarias, se realizaron diferentes pruebas de raíces unitarias, de las cuales se muestra un resumen en la Tabla 3.3. Todas las pruebas coinciden en que se puede rechazar la hipótesis de que los residuales de la 1ª etapa tienen raíces unitarias al 99 por ciento de confianza, por lo que se concluye que son $I(0)$ y entonces no requieren de transformaciones adicionales.

Para poder estimar la interacción espacial o correlación del sistema, es necesario contar con información a priori sobre la estructura espacial de los datos con el fin de obtener las matrices de ponderaciones espaciales \mathbf{W}_k . En este trabajo se consideraron dos especificaciones para incorporar esta estructura espacial.

Method	Statistic	Prob.**	Cross-Sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit roots)				
Levin, Lin and Chu t*	-26.2164	0.0000	16	2470
Breitung t-stat	-18.6278	0.0000	16	2454
Null: Unit root (assumes individual unit roots)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-24.9601	0.0000	16	2470
ADF - Fisher Chi-square	606.389	0.0000	16	2470
PP - Fisher Chi-square	839.137	0.0000	16	2480
Null: No unit root (assumes common unit roots)				
Hadri Z-stat	-3.04631	0.9988	16	2496

**Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Cuadro 3.3: Pruebas de raíces unitarias sobre los residuales de la 1ª etapa

La primera especificación está basada en la noción de contigüidad binaria mencionada en el Capítulo 1, mientras que la segunda utiliza ponderaciones basadas en la distancia entre las principales ciudades de las entidades consideradas en la muestra. En este último caso, los elementos de la matriz de ponderaciones espaciales fueron $w(i, j) = d(i, j)^{-1/2}$, donde $d(i, j)$ es la distancia en kilómetros entre la principal ciudad del estado i y la principal ciudad del estado j . Con esta especificación los rezagos espaciales no están definidos, de hecho, la matriz de ponderaciones incluye todos los rezagos.

Una vez que se cuenta con las series finales y con las matrices de ponderaciones espaciales, se estima la estructura de la interacción o correlación espacial-temporal del sistema empleando la función (STACF) de autocorrelación espacial-temporal descrita en el Capítulo 1. La STACF de los residuales de la 1ª etapa se expone en la Gráfica 3.4 y en la Tabla 3.4. La función STACF estimada nos sugiere los órdenes del modelo STARMAG a estimar. Se puede percibir en la STACF estimada una relación contemporánea muy fuerte entre los valores observados en un estado y sus rezagos espaciales de orden 1 y 2. Asimismo se observa una correlación fuerte entre los valores observados en un estado y sus propios rezagos temporales de orden 1, 2 y 3.

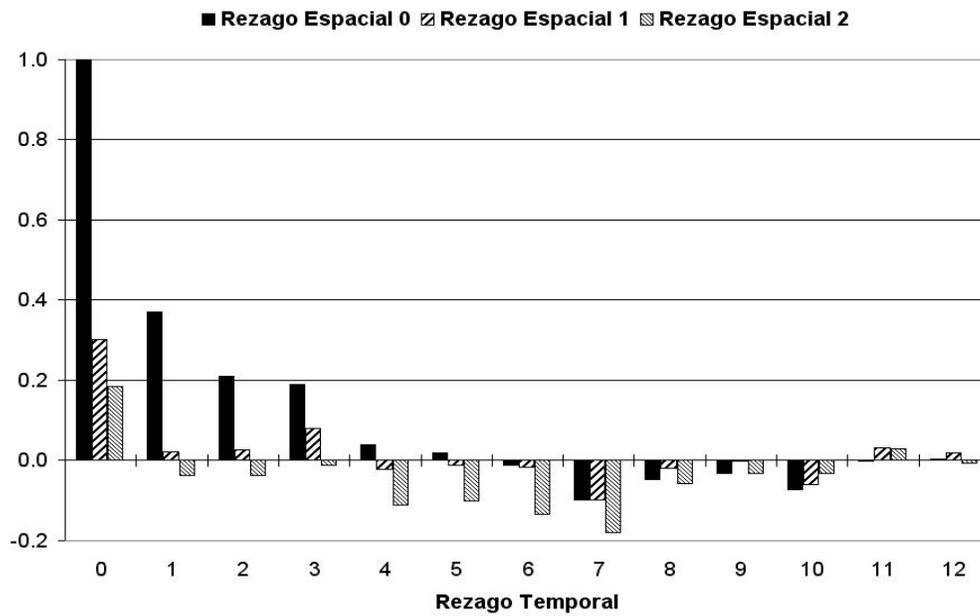


Figura 3.4: STACF de los residuales de la 1ª etapa

Time Lag	Spatial Lag 0	Spatial Lag 1	Spatial Lag 2
0	1.000	0.303	0.185
1	0.371	0.022	-0.038
2	0.210	0.026	-0.037
3	0.190	0.081	-0.012
4	0.039	-0.021	-0.111
5	0.018	-0.012	-0.101
6	-0.012	-0.016	-0.135
7	-0.098	-0.099	-0.179
8	-0.048	-0.020	-0.058
9	-0.032	-0.001	-0.031
10	-0.073	-0.061	-0.032
11	-0.002	0.033	0.029
12	0.003	0.018	-0.007

Cuadro 3.4: STACF de los residuales de la 1ª etapa

3.3. Estimación y Diagnóstico del Modelo

En esta sección se presentan las estimaciones de dos modelos finales. El primero de ellos, *Modelo 1*, se basó en la matriz de contigüidad y en el segundo de ellos, *Modelo 2*, se utilizaron las ponderaciones basadas en las distancias. Los órdenes de los modelos finales 1 y 2 se exhiben en la Tabla 3.5 (los modelos sólo incluyen términos autorregresivos).

	Modelo1	Modelo 2
Time Lag	Spatial Lags	
0	1,2	1
1	0,1,2	0,1
2	0	0
3	0	0

Cuadro 3.5: Orden de los Parámetros Autorregresivos de los Modelos Finales

Es decir, el primer modelo es un STARG (3, 2) incompleto, mientras que el segundo es un STARG (3, 1) incompleto. Para llegar a estas especificaciones se partió del comportamiento de la función STACF y se estimaron diferentes modelos STARMAG, de los cuales se llegó a los expuestos en la Tabla 3.5 excluyendo los parámetros no significativos. El Modelo 1 estimado final se muestra en la Tabla 3.6, las estimaciones se obtuvieron por medio de un proceso de Newton-Raphson iterativo de optimización de la función de verosimilitud (logaritmo de) descrita en el capítulo 2, utilizando en este proceso el gradiente y el Hessiano analítico.

Coeff.	Time lag	Spat. lag	Estimate	Std. Err.	t-stat	p-value
ϕ_{01}	0	1	0.2090	0.0172	12.1574	0.0000
ϕ_{02}	0	2	0.1462	0.0199	7.3558	0.0000
ϕ_{10}	1	0	0.4082	0.0197	20.7094	0.0000
ϕ_{11}	1	1	-0.1677	0.0215	-7.8153	0.0000
ϕ_{12}	1	2	-0.1267	0.0249	-5.0961	0.0000
ϕ_{20}	2	0	0.0435	0.0198	2.1954	0.0281
ϕ_{30}	3	0	0.0773	0.0188	4.1222	0.0000
α	-	-	-0.0000	0.0006	-0.0315	0.9749

Cuadro 3.6: Estimación del Modelo STARG(3, 2) *incompleto* (Modelo 1)

Una vez que se ha llegado a la convergencia en el proceso de optimización, se estima la matriz de información de Fisher, a partir de la cual se obtiene la matriz de covarianzas asintótica de los parámetros. Se puede ver que todos los parámetros son significativos al 5 por ciento, excepto el parámetro de la constante, que nos indica que el valor medio del proceso es cero. De esta forma, podemos hallar la forma funcional del Modelo 1, que se presenta a continuación:

$$y_{it} = \hat{\alpha} + \hat{\phi}_{01}L_1y_{i,t} + \hat{\phi}_{02}L_2y_{i,t} + \hat{\phi}_{10}y_{i,t-1} + \hat{\phi}_{11}L_1y_{i,t-1} + \hat{\phi}_{12}L_2y_{i,t-1} + \hat{\phi}_{20}y_{i,t-2} + \hat{\phi}_{30}y_{i,t-3} + u_{it} \quad (3.1)$$

El Modelo 2 final estimado se presenta en la Tabla 3.7, se estimó de la misma forma que el Modelo 1, i.e., en forma iterativa optimizando su función de verosimilitud. Podemos verificar también que todos los parámetros son significativos al 5 por ciento, exceptuando la estimación de la constante. De igual forma que para el Modelo 1, se obtuvo la matriz de covarianzas asintótica de los parámetros por medio de la matriz de información de Fisher calculada al final del proceso de optimización.

Coeff.	Time lag	Spat. lag	Estimate	Std. Err.	t-stat	p-value
ϕ_{01}	0	1	0.5275	0.0221	23.8250	0.0000
ϕ_{10}	1	0	0.4251	0.0197	21.5734	0.0000
ϕ_{11}	1	1	-0.3488	0.0306	-11.4024	0.0000
ϕ_{20}	2	0	0.0429	0.0190	2.2513	0.0244
ϕ_{30}	3	0	0.0639	0.0180	3.5522	0.0004
α	-	-	-0.0000	0.0005	-0.0666	0.9469

Cuadro 3.7: Estimación del Modelo STARG(3, 1) *incompleto* (Modelo 2)

Por lo tanto, la forma funcional del Modelo 2 tiene la siguiente expresión:

$$y_{it} = \hat{\alpha} + \hat{\phi}_{01}L_1y_{i,t} + \hat{\phi}_{10}y_{i,t-1} + \hat{\phi}_{11}L_1y_{i,t-1} + \hat{\phi}_{20}y_{i,t-2} + \hat{\phi}_{30}y_{i,t-3} + u_{it} \quad (3.2)$$

Como diagnóstico de las estimaciones, se estimaron las función STACF para los residuales de los modelos STARG finales. Éstas se muestran en la Gráfica 3.5 y en la Tabla 3.8 para el caso del Modelo 1, y en la Gráfica 3.6 y en la Tabla 3.9 para el caso del Modelo 2. En ellas se puede observar que el patrón de correlaciones observado en los residuales de la 1ª etapa desapareció casi completamente, indicando que los dos modelos estimados capturaron eficientemente la interacción espacial-temporal de los datos.

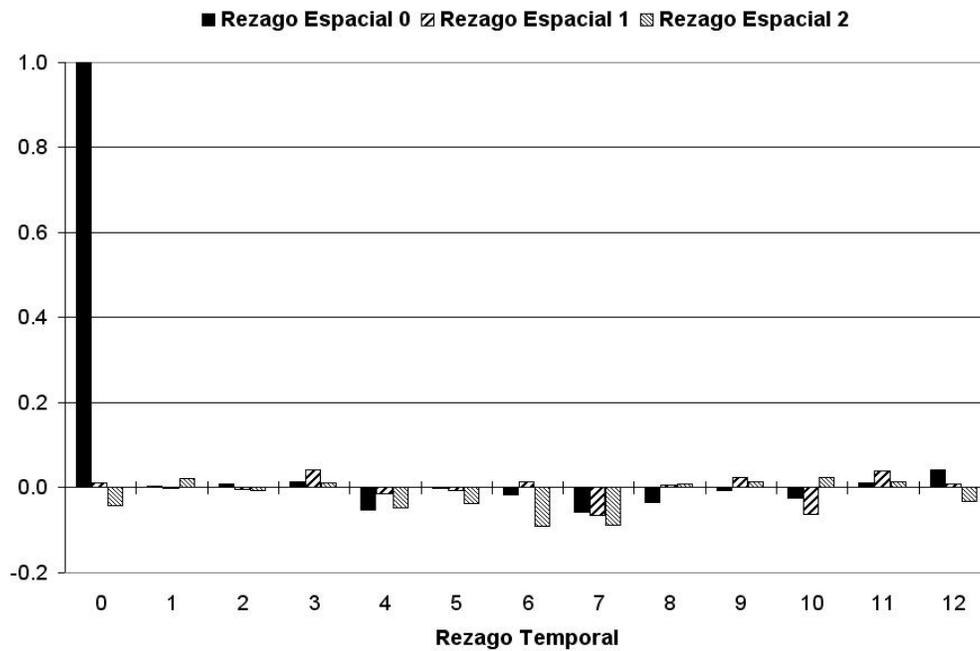


Figura 3.5: STACF de los Residuales del Modelo 1

Time Lag	Spatial Lag 0	Spatial Lag 1	Spatial Lag 2
0	1.000	0.012	-0.042
1	0.003	-0.001	0.021
2	0.008	-0.005	-0.007
3	0.014	0.043	0.012
4	-0.051	-0.015	-0.046
5	-0.001	-0.007	-0.036
6	-0.017	0.015	-0.091
7	-0.057	-0.066	-0.089
8	-0.034	0.007	0.009
9	-0.006	0.023	0.013
10	-0.024	-0.062	0.025
11	0.011	0.039	0.013
12	0.041	0.008	-0.033

Cuadro 3.8: STACF de los Residuales del Modelo 1

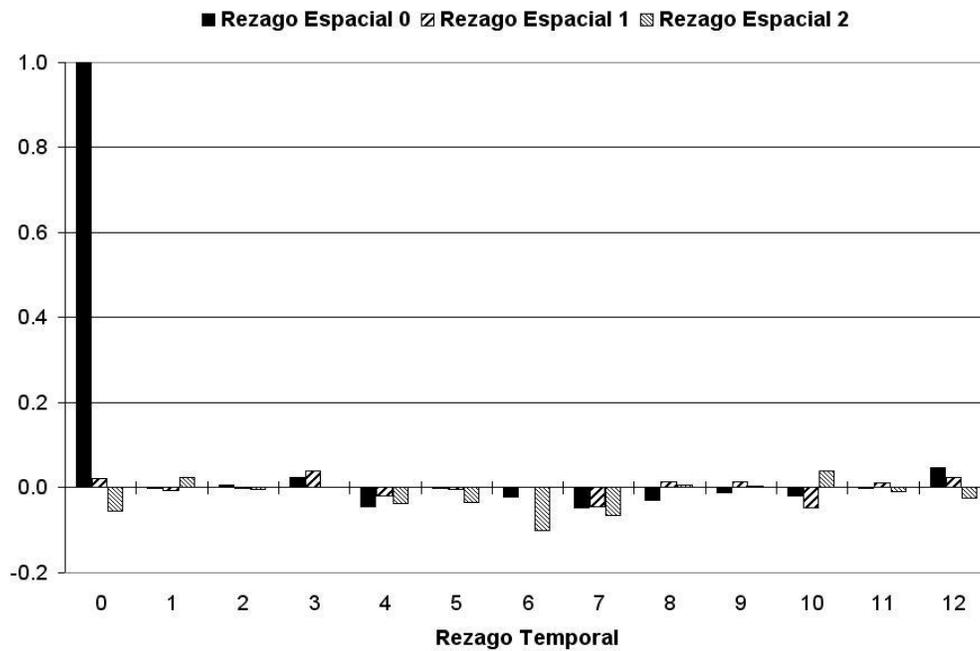


Figura 3.6: STACF de los Residuales del Modelo 2

Time Lag	Spatial Lag 0	Spatial Lag 1	Spatial Lag 2
0	1.000	0.022	-0.054
1	-0.002	-0.006	0.024
2	0.006	-0.001	-0.005
3	0.025	0.040	0.001
4	-0.044	-0.020	-0.037
5	-0.001	-0.005	-0.034
6	-0.021	0.002	-0.101
7	-0.048	-0.044	-0.065
8	-0.030	0.014	0.006
9	-0.011	0.014	0.005
10	-0.018	-0.048	0.039
11	-0.001	0.012	-0.010
12	0.047	0.025	-0.025

Cuadro 3.9: STACF de los Residuales del Modelo 2

Las estimaciones de los modelos se realizaron permitiendo que la varianza de los errores variaran de acuerdo a su región o entidad federativa, es decir, incorporando al modelo la heteroscedasticidad espacial. La Gráfica 3.7 y la Tabla 3.10 reportan las desviaciones estándar de los residuales para cada estado, en donde se puede observar que las variaciones son muy distintas entre las diferentes entidades. Esto representa una señal de falta de uniformidad espacial que puede deberse a que algunas entidades tienen un grado de desarrollo manufacturero mayor que otras.

Di Giacinto [6] realiza una extensión del modelo presentado en este trabajo, en el cual incorpora la característica de que los parámetros varíen de acuerdo a su localización espacial, modelando así la heterogeneidad espacial, discutida en el primer capítulo, y que generalmente presentan los datos. El permitir que los parámetros varíen complica fuertemente la estimación y tendrá que dejarse para posteriores análisis en este tema. Hay que recordar que estamos asumiendo homogeneidad espacial y por lo tanto los resultados obtenidos en este trabajo representan el comportamiento o interacción espacial del sector manufacturero *en promedio*, es decir, cómo interactúan en promedio los estados con sus vecinos y no cómo interactúa cada uno de ellos con respecto a sus propios vecinos.

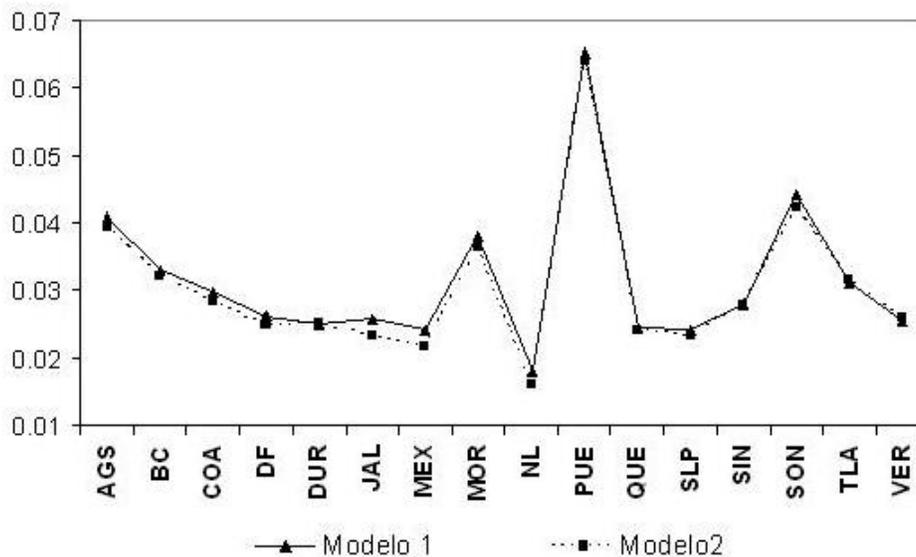


Figura 3.7: Desviaciones Estándar de los Residuales en cada Estado

	Modelo 1	Modelo 2
Aguascalientes	0.0409	0.0396
Baja California	0.0330	0.0323
Coahuila	0.0299	0.0284
Distrito Federal	0.0263	0.0249
Durango	0.0251	0.0252
Jalisco	0.0257	0.0234
México	0.0242	0.0217
Morelos	0.0382	0.0365
Nuevo León	0.0181	0.0162
Puebla	0.0653	0.0641
Querétaro	0.0244	0.0241
San Luis Potosí	0.0242	0.0233
Sinaloa	0.0280	0.0280
Sonora	0.0442	0.0424
Tlaxcala	0.0312	0.0316
Veracruz	0.0255	0.0260

Cuadro 3.10: Desviaciones Estándar de los Modelos 1 y 2 por Estado

3.4. Funciones de Impulso-Respuesta

En esta última sección del capítulo final, se estudia cuál es la respuesta de la producción manufacturera en las entidades federativas cercanas ante un choque idiosincrático unitario sobre la producción manufacturera en un estado dado. Para estimar y cuantificar esta transmisión se utilizó la principal herramienta derivada de los modelos STARMAG: la función de impulso-respuesta espacial-temporal discutida en el Capítulo 2 (Otward STIR). El análisis presentado a continuación se realizó tomando como base la estimación del Modelo 2 de la sección anterior, esto debido a que ambos modelos presentan un análisis de impulso-respuesta muy semejante y el Modelo 2 tiene la especificación más sencilla.

En primer lugar, se analiza qué es lo ocurre ante un choque unitario en la producción manufacturera en un estado dado sobre sí misma en el tiempo, es decir, cuál es el efecto sobre la producción de un estado en el tiempo ante un choque unitario observado en el mismo estado. La función de impulso-respuesta en el rezago espacial 0 nos resuelve este cuestionamiento.

La Gráfica 3.8 muestra la función impulso-respuesta *acumulada* en el rezago espacial cero con un horizonte de tiempo de 2 años (24 periodos). Como ahí se observa, el impacto instantáneo es muy fuerte, aproximadamente unitario (1.0407) y a partir de ahí éste se va desvaneciendo, por lo que la respuesta tiende a acumularse más lentamente. De hecho, hacia el periodo 12 ya se ha acumulado prácticamente todo el efecto derivado del choque, llegando al nuevo estado estacionario. En el largo plazo, el efecto acumulado total sobre sí mismo es de 2.1723 veces el valor del choque observado en el mismo estado.

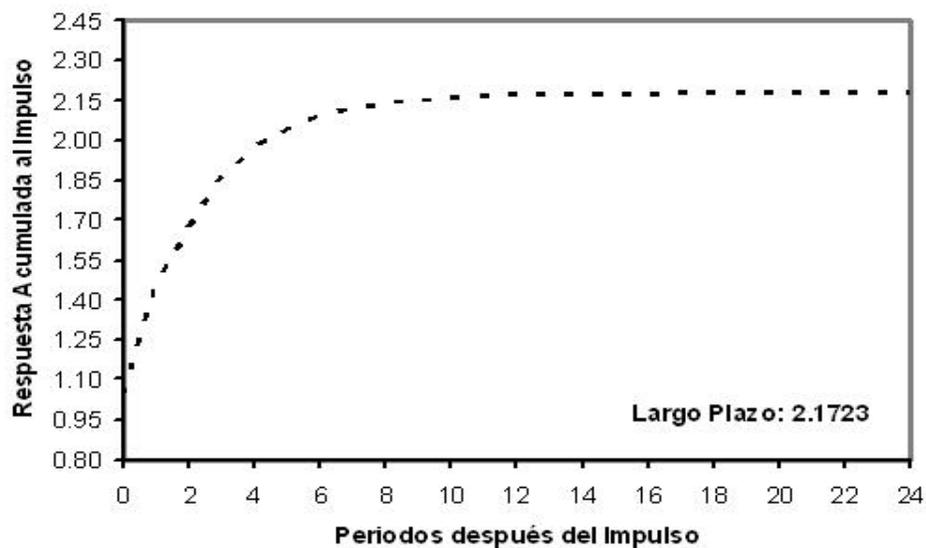


Figura 3.8: Función Outward STIR Acumulativa en el Rezago Espacial 0

Los efectos en el tiempo del choque descrito anteriormente sobre la producción manufacturera de los estados cercanos al lugar del choque pueden ser estimados analizando la función de impulso respuesta de la Gráfica 3.9. La respuesta instantánea ante este choque sobre los rezagos espaciales de orden 1 del lugar de la innovación es mucho menor al observado en el rezago espacial cero (mismo lugar del choque), aunque positivo y de magnitud nada despreciable (0.0919), casi 10 por ciento del valor del choque. En el primer mes después del choque el impacto es casi nulo, e incluso negativo, generando así una leve disminución en la respuesta acumulada.

Sin embargo, entre el segundo y octavo mes el impacto es positivo, produciendo una respuesta acumulada fuertemente creciente en ese lapso. De igual forma que para el rezago espacial cero, el efecto no dura más allá de un año, por lo que la acumulación total del efecto se logra prácticamente hacia el horizonte de 12 meses a partir del choque, este efecto acumulado de largo plazo es de 11.68 por ciento del valor del choque original.

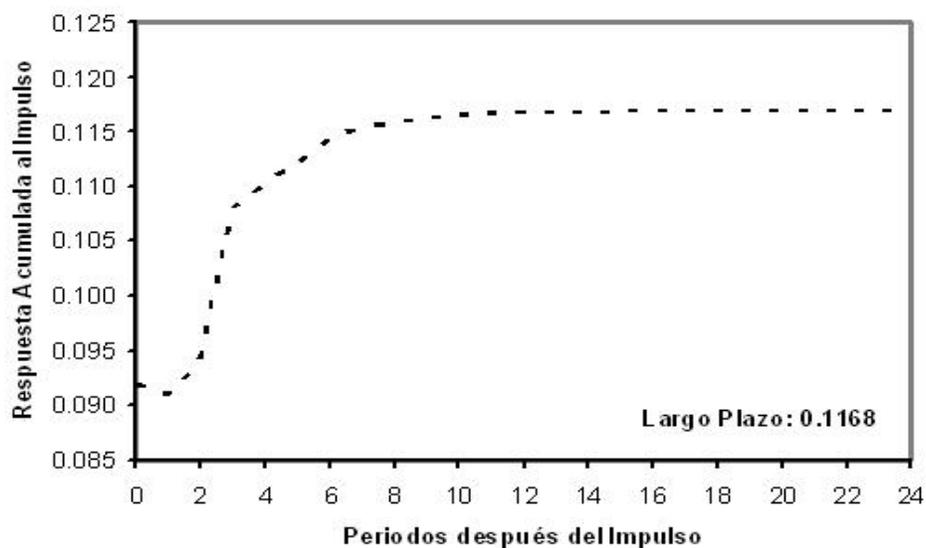


Figura 3.9: Función Outward STIR Acumulativa en el Rezago Espacial 1

Finalmente, cabe preguntarse cuáles son las consecuencias que generan los choques idiosincráticos sobre los rezagos espaciales de mayor orden, es decir, sobre los estados más lejanos en relación al lugar del choque. Para capturar la repercusión analicemos la función de impulso-respuesta para el rezago espacial de orden 2, expuesta en la Gráfica 3.10.

Se percibe claramente en esta gráfica un comportamiento análogo al de la Gráfica 3.9. El impacto instantáneo en este caso es de 7.5 por ciento de la magnitud de la innovación, notoriamente menor al caso de los rezagos espaciales de orden uno. A diferencia del caso previo, para el primer periodo posterior al choque la respuesta es negativa, disminuyendo así el impacto acumulado a 7.06 por ciento.

No obstante, el impacto a partir de ahí es positivo, ocasionando una acumulación de la respuesta ante el choque muy pronunciada hasta el horizonte de 8 periodos después del choque. De la misma forma que en los dos casos precedentes, el impacto prácticamente se pierde después de alrededor de un año. De esta forma, este choque provoca una respuesta o impacto acumulado total en el largo plazo de 9.03 por ciento de su valor sobre los estados un poco más alejados (rezagos espaciales de orden 2).

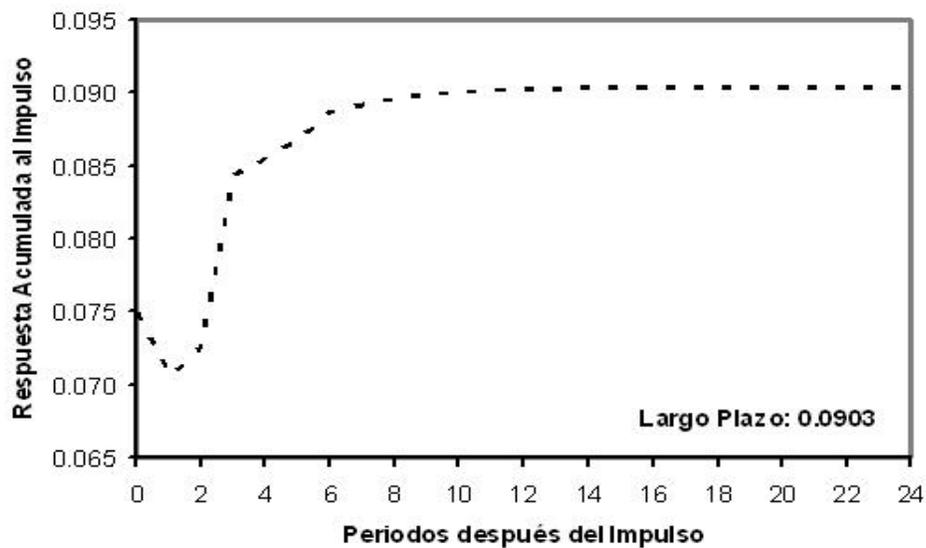


Figura 3.10: Función Outward STIR Acumulativa en el Rezago Espacial 2

El patrón observado en el último caso se repite para los rezagos espaciales de orden 3 y 4, generando impactos acumulados totales de largo de plazo de 8.06 y 7.70 por ciento el valor del choque, respectivamente. En general, las inferencias realizadas en esta sección, derivadas del modelo, arrojan evidencia de transmisiones o spillovers geográficos positivos, aunque de magnitud moderada dentro del sector manufacturero.

Conclusiones

El trabajo cumplió con el objetivo principal, que era modelar la interacción espacial-temporal de la producción manufacturera por entidad federativa. Se logró cuantificar los efectos promedios que los choques idiosincráticos en la industria manufacturera originan sobre las unidades espaciales que interactúan dentro del sistema. Los modelos estimados capturan satisfactoriamente los efectos espaciales que están implícitos en los datos. Se consiguió eliminar del análisis de impulso-respuesta del sector manufacturero los efectos de los choques macroeconómicos agregados comunes a todas las regiones analizadas.

Por lo tanto, todo el análisis de los resultados descrito en el último capítulo, se refiere exclusivamente al comportamiento idiosincrático de la industria manufacturera, el no haber hecho estos ajustes previos nos podría haber llevado a conclusiones erróneas o muy posiblemente a sobrevaloraciones de los efectos de los choques sobre la producción manufacturera en las distintas localidades, ya que consideraríamos dentro del modelo los efectos de las variables macrocómicas que afectan al sistema y que implícitamente se encuentran en las series de la producción manufacturera.

Las siguientes conclusiones corresponden a los efectos promedios que genera un choque observado en la producción manufacturera de cierto estado o región sobre la producción manufacturera de los demás estados de acuerdo a su nivel de vecindad, es decir, sobre la producción de los rezagos espaciales de distintos órdenes del estado en cuestión. Entonces, un choque de este estilo produce las siguientes conclusiones::

- El mayor efecto se da sobre la producción manufacturera del estado en donde se observó el choque. En el instante del choque este impacto es muy grande, y después disminuye lentamente hasta llegar a una respuesta acumulada total en el largo plazo de más de 2 veces el valor de la innovación original.

- Se dan spillovers espaciales de producción manufacturera positivos, aunque de alcance limitados en relación al efecto en el lugar del choque. Aun así este impacto es nada despreciable, siendo de poco más del 9 por ciento del valor del choque en el instante en que se genera la innovación, para el caso un rezago espacial.
- Como ya vimos, la mayor parte de estos efectos es simultáneo, aunque hay una moderada acumulación a través el tiempo. En el caso de un rezago espacial, el efecto acumulado de largo plazo es de 11.68 por ciento, mientras que de 9.03 por ciento para el caso de dos rezagos espaciales.
- Los spillovers parecen bastante persistentes en el espacio, aunque con una intensidad decreciente conforme crece el rezago espacial.
- La interpretación económica de estos spillovers recae fuertemente en la especificación apropiada del ajuste por variables macroeconómicas de la 1ª etapa (removiendo completamente los choques macroeconómicos de las series de la producción manufacturera).

Para concluir, quiero enfatizar que los resultados presentados aquí, se refieren al comportamiento promedio que presentarían las regiones ante disturbios en alguna de las regiones, por lo que es posible que no se hayan revelado situaciones donde la respuesta de un estado ante un choque en la producción de su vecino es distinta de acuerdo al estado de que se trate. Es decir, pueden existir regiones en donde la interacción espacial se dé más fuertemente que en otras. Esta situación puede darse debido a que los estados analizados en la muestra tienen niveles de desarrollo económico muy diversos, por lo que es de esperarse que los spillovers tengan una magnitud muy diferente de acuerdo al grado de desarrollo económico particular de cada región.

Debido a esta última consideración, una extensión natural del presente trabajo sería incorporar al análisis la heterogeneidad espacial, considerando en el modelo coeficientes diferentes para cada una de las entidades federativas, así como integrando al modelo variables que describan el grado de desarrollo de las regiones. Con esto se ampliaría el presente estudio evidenciando posibles patrones de heterogeneidad espacial.

Bibliografía

- [1] Anselin, L., *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1988.
- [2] Anselin, L. and O. Smirnov, 'Efficient Algorithms for Constructing Proper Higher Order Spatial Lag Operators,' *Journal of Regional Science*, **36**, 67-89, 1969.
- [3] Box, G. E. P., Jenkins, G. M. and G. C. Reinsel, *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Third Edition, Prentice-Hall, New Jersey, 1994.
- [4] Cliff, A. D. and J. K. Ord, *Spatial Autocorrelation*, Pion, London, 1973.
- [5] Davis, D. R. and D. E. Weinstein, 'Market Size, Linkages and Productivity: A Study of Japanese Regions,' *NBER Working Papers Series*, **8518**, 2001.
- [6] Di Giacinto, V., 'A Generalized Space-Time ARMA Model with an Application to Regional Unemployment Analysis in Italy,' *International Regional Science Review*, **29**, 159-198, 2006.
- [7] Hanson, G. H., 'Scale Economies and the Geographic Concentration of Industry,' *NBER Working Papers Series*, **8013**, 2000.
- [8] Martin, R. and J. Oeppen, 'The Identification of Regional Forecasting Models using Space-Time Correlation Functions,' *Transactions of the Institute of British Geographers*, **66**, 95-118, 1975.
- [9] Pfeifer, P. and S. Deutsch, 'A Three-Stage Iterative Procedure for Space-Time Modeling,' *Technometrics*, **22** 35-47, 1980.
- [10] Pfeifer, P. and S. Deutsch, 'Space-Time ARMA Modeling with Contemporaneously Correlated Innovations,' *Technometrics*, **23** 401-409, 1981.