© *Investigaciones Regionales. 6 – Páginas 125 a 140*
Sección ARTÍCULOS

Un análisis de la dinámica de los movimientos migratorios interregionales en España (1986-2001): una explotación del método MCC*

Marta Guijarro Garvi y María Hierro Franco[1]

RESUMEN: Las cadenas de Markov son una potente herramienta estadística para el estudio de la dinámica temporal y espacial de la movilidad. Sin embargo, su formulación original difícilmente se adecua a la situación que se analiza a consecuencia de los rígidos supuestos de los que parte. En este trabajo se exponen algunos métodos que relajan uno de esos supuestos: el de homogeneidad en el tiempo. En particular, nos detendremos en una técnica que, a pesar de su elevado potencial en el análisis dinámico-espacial, apenas ha recibido atención en la literatura dedicada a procesos estocásticos, que se conoce como método de matrices causativas constantes (MCC), y que será explotado en este trabajo con la intención de captar el efecto diferencial de los desplazamientos intra-regionales en España en la interpretación de los resultados de este modelo.

Clasificación JEL: C21, C61, J61.

Palabras clave: cadenas de Markov, homogeneidad temporal, matriz causativa.

A Dynamic Analysis for inter-regional migratory movements in Spain (1986-2001) based on the MCC Method

ABSTRACT: Markov chains are a powerful statistical tool to study temporal and spatial dynamic of mobility. However, its original formulation is far from reality due to its fundamental hypothesis. This paper is aimed to present some methods that relax one of these hypotheses: temporal homogeneity. We will pay special attention to one useful technique in dynamic-spatial analysis that hardly attention has received by sto-

* Deseamos mostrar nuestro más sincero agradecimiento al Departamento de Estadística, Estructura y O.E.I. de la Universidad de Alcalá por su apoyo y sus acertadas sugerencias para mejorar este trabajo y, muy especialmente, a los profesores Dr. José Javier Núñez, Dr. Luis Felipe Ribera y Dra. Juana Domínguez.

[1] Departamento de Economía. Universidad de Cantabria. Avda. Los Castros s/n. 39005 Santander. guijarrm@unican.es, hierroma@unican.es

Recibido: 27 de abril de 2004 / Aceptado: 15 de diciembre de 2004.

chastic literature, called constant matrix method. This method will be developed in this paper in order to capture the differential effect of intra-regional migrations in Spain in the interpretation of model's results.

JEL classification: C21, C61, J61.

Key words: Markov chains, temporal homogeneity, causative matrix.

1. Introducción

Los estudios sobre movilidad geográfica que se han apoyado en una estructura markoviana son numerosos, básicamente, porque esta clase de procesos de naturaleza estocástica poseen la virtud de capturar la dinámica de un sistema en perspectiva espacial. No obstante, el modelo markoviano clásico no parece adecuarse a esta realidad, en la medida en que sus supuestos originales no encajan bien con la naturaleza social y abierta a posibles perturbaciones externas que posee un sistema migratorio (Hierro, 2002). Este hecho ha conducido a algunos investigadores a optar por la ampliación del modelo markoviano tradicional mediante la relajación de alguno de sus supuestos (Blumen, Kogan y McCarthy, 1955; McGinnis, 1968; Ginsberg, 1972; Bartholomew, 1973; Plane y Rogerson, 1984, 1986 y 1994; Hierro, 2002 y 2003). Por el contrario, en lo que se refiere a otros campos de investigación, tales como el estudio de la dinámica de la distribución de la renta y de la pobreza, el empleo de la versión original del modelo markoviano sigue siendo hasta el momento la tónica dominante (Quah, 1993 y 1996; Magrini, 1999; Casas, Domínguez, Herrerías y Núñez, 2003; Pena y Núñez, 2003).

El objetivo de este trabajo es analizar la dinámica temporal y espacial de las migraciones interiores en España durante el periodo 1986-2001 mediante una cadena markoviana en tiempo discreto en la que se relaja el supuesto de homogeneidad en el tiempo. Aunque, como se comentará a continuación, las técnicas que permiten relajar este supuesto son múltiples, se opta en esta ocasión por aquella que se conoce como *método de matrices causativas constantes* (Harary, Lipstein y Styan, 1970; Pullman y Styan, 1973), a la que nos referiremos como método MCC.

En la literatura clásica de aplicación de las cadenas de Markov discretas, lo más habitual es considerar que la cadena es homogénea en el tiempo, esto es, que la probabilidad de emigrar entre pares de localizaciones es constante. Sin embargo, la práctica nos dice que la realidad no suele modelizarse con cadenas homogéneas en el tiempo, sino con cadenas caracterizadas por una secuencia de matrices de transición distintas. La ausencia de homogeneidad temporal en un sistema migratorio, como es el español, está justificada por la presencia de cambios de naturaleza múltiple (estructurales, demográficos, institucionales, tecnológicos, sociales, etc.) (Hierro, 2003b). De esta forma, a la hora de realizar proyecciones sobre las probabilidades de transición para instantes de tiempo posteriores al de observación parece razonable optar por técnicas de proyección que capturen esta circunstancia. Desgraciadamente, no se cuenta con ninguna técnica estándar de proyección porque, como señalan Plane y Rogerson (1984), la idoneidad de una técnica de proyección depende de dos factores esenciales, que son la clase de sistema analizado y la naturaleza de sus cambios.

De entre las técnicas que relajan el supuesto de homogeneidad temporal están las denominadas de naturaleza diferencial[2]. Las estrategias de esta naturaleza consideran que dos probabilidades de transición entre dos instantes de tiempo sucesivos difieren en una cantidad no nula. El número de técnicas de este tipo es considerable, teniendo en cuenta que tales diferencias pueden ser de muy diversa índole (Plane y Rogerson, 1984). Entre ellas, se encuentran la técnica conocida como *ratio de probabilidad constante*[3] y la que empleamos en este trabajo, que es el método MCC. Son varias las razones de peso que justifican la elección del método MCC en este trabajo, por otro lado poco utilizado en la literatura convencional de procesos estocásticos: la primera, es su aportación al estudio de la estabilidad del sistema; la segunda, es que suscribe la naturaleza dinámica de la cadena a partir del periodo de observación; la tercera, es que este método incorpora a la estimación de las probabilidades de transición las interdependencias espaciales que operan en el sistema, imprimiendo carácter sistémico a las mismas; la cuarta, y última, es su *smoothing effect* de observaciones atípicas y *turnarounds*.

Este trabajo se compone de cuatro apartados. En el primero, se define y caracteriza el método MCC y se explica la manera de analizar el grado de estabilidad de un sistema migratorio a través del mismo, en el segundo, se caracteriza la dinámica espacial de un sistema a partir de esta técnica, el tercero contiene los resultados obtenido tras la aplicación del método al sistema de flujos migratorios interregionales en España para el periodo 1986-2001, y el cuarto, y último apartado, está dedicado a exponer las conclusiones obtenidas.

2. Evaluación del grado de estabilidad de un sistema mediante el método MCC

El planteamiento clásico parte de una cadena de Markov discreta, $\{X_t : t = 0, 1, ...\}$, donde X_t define la posición del sistema migratorio en cada instante de tiempo, t, con

---

[2] Gale (1972) sintetiza el conjunto de técnicas que relajan el supuesto de homogeneidad temporal en dos grandes grupos de estrategias: las de naturaleza *funcional* y las de naturaleza *diferencial*. Las estrategias de naturaleza funcional expresan las probabilidades de transición de la cadena en función de una o más variables exógenas (tasas de actividad, densidades de población, etc.). Tras la selección de las variables, se realiza el correspondiente ajuste de regresión, se descartan aquellas variables que resultan ser no significativas y, por último, se realizan proyecciones suponiendo que los coeficientes estimados son constantes. En el campo de la movilidad geográfica, destaca la aplicación de este planteamiento en Spilerman (1972). No cabe duda de que este método puede ser de gran utilidad desde un punto de vista estrictamente teórico, al aportar luz sobre los principales determinantes de la movilidad, así como de la mayor o menor intensidad y dirección con la que operan. Con todo, esta técnica no cuenta con demasiada aceptación como método de estimación de probabilidades de transición, en tanto que su estimaciones pueden caer con relativa facilidad fuera del intervalo (0,1), y la solución vendría de la mano de ajustes muy poco ortodoxos (Plane y Rogerson, 1984).

[3] Conocida la matriz de transición entre los instantes $t - 1$ y t, $P(t - 1, t) = (p_{ij}(t - 1, t) : i, j \in S)$, este método estima las probabilidades de transición de la siguiente matriz de transición en la secuencia $P(t, t + 1) = (p_{ij}(t, t + 1) : i, j \in S)$, siguiendo un esquema tal como $p_{ij}(t, t + 1) = k_{ij} \cdot p_{ij}(t - 1, t) \ \forall \ i, j \in S$.

espacio de estados S, de dimensión n y compuesto por las unidades territoriales de análisis, que en nuestro caso son las regiones españolas, y con matriz de transición en un solo paso, $P = \{p_{ij} : i, j \in S\}$, donde, para todo $i, j \in S$ y todo $t = 0, 1, ...$,

$$p_{ij}\,(t, t+1) = \text{Prob}\,[X_{t+1} = j \mid X_t = i] = p_{ij} \qquad [1]$$

es la probabilidad de emigrar a la región j, habiendo residido en la región i en el instante inmediatamente anterior (Parzen, 1962; Vélez, 1977). Cabe destacar que lo más habitual es trabajar con cadenas de Markov homogéneas en el tiempo, esto es, con probabilidades de transición constantes.

Con el fin de relajar, precisamente, este supuesto de homogeneidad temporal, haremos depender del tiempo a las probabilidades de transición que caracterizan la cadena definida anteriormente mediante el método MCC. Para ello, y tomando como referente los trabajos de Harary, Lipstein y Styan (1970), Pullman y Styan (1973) y Plane y Rogerson (1984, 1986 y 1994), presentamos una definición precisa de matriz causativa por la derecha y matriz causativa por la izquierda[4].

Definición

Sea $\{X_t : t = 0, 1, ...\}$ una cadena de Markov discreta y no homogénea en el tiempo, con espacio de estados S, de dimensión n, y secuencia de matrices de transición $\{P\,(t-1, t) : t = 1, 2, ...\}$, en la que los cambios que experimentan las probabilidades de transición en el tiempo son de naturaleza lineal. Las dos matrices constantes de dimensión $n \times n$, C^D, $C^D = \{c^D_{ij} : i, j \in S\}$, y C^I, $C^I = \{c^I_{ij} : i, j \in S\}$, que operan sobre una matriz de transición dada, $P\,(t-1, t) = \{p_{ij}\,(t-1, t) : i, j \in S\}$ para generar la siguiente matriz de transición en la secuencia $P\,(t, t+1) = \{p_{ij}\,(t, t+1) : i, j \in S\}$ de acuerdo con el esquema:

$$p_{ij}\,(t, t+1) = \sum_{k \in S} p_{ik}\,(t-1, t) \cdot c^D_{kj} \qquad [2]$$

$$p_{ij}\,(t, t+1) = \sum_{k \in S} c^I_{ik} \cdot p_{kj}\,(t-1, t) \qquad [3]$$

para todo $i, j \in S$ y todo $t = 1, 2, ...$, se denominan *matriz causativa constante por la derecha* (*MCC por la derecha*), C^D, y *matriz causativa constante por la izquierda* (*MCC por la izquierda*), C^I, respectivamente.

El calificativo *por la derecha* y *por la izquierda*, que responde a la disposición de cada una de estas dos matrices con respecto a la matriz de transición sobre la que

[4] Debemos señalar, que Harary, Lipstein y Styan (1970), Pullman y Styan (1973) y Plane y Rogerson (1984, 1986 y 1994), reconocen, con carácter general, la existencia de una sola matriz causativa constante, que a su vez puede ser de dos tipos —por la derecha y por la izquierda—, cuando en realidad son dos las matrices causativas constantes que existen, cada una de las cuales posee una definición propia e independiente. A este respecto, la definición que hemos elaborado hace hincapié en dicha consideración formal.

operan, es especialmente importante, pues permite que la interpretación de estas dos MCC no sea siempre equivalente. Así, en lo que respecta a la dinámica temporal, ambas conducen a la misma conclusión sobre el grado de estabilidad del sistema, al ser idénticos sus autovalores. En cambio, en lo que respecta a la dinámica espacial del sistema, los elementos de C^D —no unitarios en la diagonal principal y no nulos fuera de ella— proporcionan medidas dinámicas de la influencia que ejercen los distintos destinos competitivos en el poder que posee una determinada región de destino para atraer población de un determinado origen (Fotheringham, 1983), mientras que los elementos de C^I —distintos de 1 en la diagonal principal y distintos de cero en las diagonales restantes— proporcionan medidas dinámicas del poder disuasorio que ejercen las regiones competitivas sobre la capacidad que posee una región de origen para emitir población emigrante en dirección a una determinada región de destino[5].

La mayoría de trabajos que se han sentido seducidos por la obtención de la distribución de equilibrio de una cadena de Markov (Rogers, 1966; Quah, 1993 y 1996; Magrini, 1999; Lamo, 2000; etc.) han contemplado la homogeneidad temporal como hipótesis de trabajo[6]. En nuestro caso, sin embargo, parece necesario trasladar el estudio de la convergencia hacia la ley que gobierna los cambios en las probabilidades de transición y centrar, por lo tanto, el interés en los autovalores de la matriz causativa, en lugar de en los autovalores de la matriz de transición[7]. De esta forma, se puede evaluar si los cambios lineales que experimentan las probabilidades de transición de la cadena tienden o no a converger hacia una ley de cambio estacionaria, esto es, si el sistema tiende a estabilizarse.

En este sentido, Lipstein (1968) y Plane y Rogerson (1986 y 1994) definen un sistema *estable* cuando todos los autovalores de C^D o C^I o son en valor absoluto menores o iguales a la unidad, $|\lambda_i| \leq 1 \ \forall \ i \in S$. Bajo este escenario, el segundo máximo

[5] En el caso hipotético en el que los elementos de la diagonal principal de C^D y C^I fueran 1 y sus elementos restantes fueran nulos, entonces C^D y C^I equivaldrían a la matriz identidad, existiendo, en consecuencia, homogeneidad temporal en el periodo contemplado por esas matrices.

[6] Una cadena de Markov irreducible y regular que no es homogénea en el tiempo no posee necesariamente distribución de equilibrio (Vélez, 1977; Feller, 1988). En cualquier caso, en un sistema migratorio, exista o no tal distribución, no parece prudente conceder demasiada credibilidad a un estudio sobre convergencia, ya que la incertidumbre es elevada.

[7] Uno de los atractivos que despierta la suposición de que la cadena posee distribución de equilibrio es la medición de la velocidad a la que tiene lugar la convergencia hacia esa distribución o *steady-state*. Tal medida se hace depender de manera directa del segundo máximo autovalor de la matriz de transición, la cual suele tratarse, por lo general, de la última matriz de transición en la secuencia, que se supone va a permanecer constante en instantes de tiempo sucesivos, puesto que en caso de no serlo (ausencia de homogeneidad temporal), la existencia de distribución de equilibrio no estaría garantizada. La explicación de por qué tal medida se hace depender del segundo máximo autovalor se recoge en Chung (1960). Muy resumidamente, dada una cadena de Markov homogénea en el tiempo, irreducible y finita, $\{X_t : t = 0, 1, ...\}$, con matriz de transición P, se dice que la cadena converge hacia una distribución estacionaria cuando el segundo máximo autovalor de P es estrictamente menor que 1. A partir de este resultado, la propuesta para medir la velocidad de convergencia que cuenta con mayor tradición es la atribuida a Shorrocks (1978), cuya expresión es $-\log 2/\log |\lambda^{**}|$, donde , donde λ^{**} representa el segundo máximo autovalor de la matriz de transición P, y que toma valores comprendidos entre cero ($\lambda^{**} = 0$) e infinito ($|\lambda^{**}| = 1$). Para otros trabajos que abordan esta cuestión, véase Geweke, Marshall y Zarkin (1986) y Magrini (1999).

autovalor, λ^{**}, proporciona una medida de la velocidad de convergencia de esos cambios, tal que cuanto más próximo esté de 1, mayor será el ritmo de convergencia. En este mismo orden de cosas, se habla de *perfecta estabilidad* cuando todos los autovalores de C^D o C^I o son iguales a 1; es el caso de una *cadena de Markov estacionaria*, en que $C^D = C^I = \mathrm{I}$.

Finalmente, si del conjunto de autovalores obtenidos al menos uno supera la unidad, $\lambda_i > 1$ ($i \in S$), se dice que el sistema es *inestable*, es decir, que las reglas del juego migratorio son cambiantes. Cuanto más alejado está el máximo autovalor de 1, mayor es el grado de desequilibrio o inestabilidad del sistema.

En el siguiente apartado se recoge otra de las aportaciones del método MCC, que es la caracterización de un sistema en perspectiva espacial.

3. Caracterización de la dinámica espacial de un sistema mediante matrices causativas constantes

Según se ha comentado en el apartado anterior, los autovalores de una MCC permiten extraer conclusiones sobre el grado de estabilidad del conjunto nacional, ofreciéndose así una visión integrada del sistema. Este punto, dedicado al estudio de la dinámica espacial de un sistema, resulta ser complementario del anterior, ya que, al concebirse el sistema como una red de flujos interdependientes m_{ij} (número de emigrantes que salen de la región i con destino a la región j), se introduce la componente espacial o regional en el estudio. Como podrá comprobarse más adelante, el principal interés de este epígrafe es que, además de poder conocer si las corrientes migratorias regionales cambian en intensidad y/o dirección en el tiempo, se estará en condiciones de averiguar el porqué.

Lo más inmediato es atribuir un aumento de m_{ij} al mayor atractivo de j con respecto a i. Esta interpretación es, sin embargo, incompleta, puesto que pasa inadvertido lo que Plane y Rogerson (1986) denominan «efectos de dependencia interregional». La incorporación de tales interdependencias equivale a admitir que en dicho aumento también participan los cambios en la distribución de oportunidades de las restantes regiones competitivas *($k \neq i, j$)* con respecto a i y j. Para formalizar esta idea, Plane y Rogerson (1986) expresan los elementos de la matriz causativa por la derecha en función de los elementos de la matriz adjunta asociada a la matriz de transición P ($t-1, t$), según la expresión siguiente:

$$c_{ij}^D = \frac{\sum_{k \in S} [p_{kj}(t, t+1) - p_{kj}(t-1, t)] \cdot a_{ki}(t-1, t)}{|P(t-1, t)|} \qquad [4]$$

$$c_{ii}^D = 1 + \frac{\sum_{k \in S} [p_{ki}(t, t+1) - p_{ki}(t)] \cdot a_{ki}(t-1, t)}{|P(t-1, t)|} \qquad [5]$$

para todo *i,* donde $A\ (t-1, t) = [a_{ij}\ (t-1), t] : i, j \in S$ es la matriz de adjuntos asociada a la matriz de transición $P\ (t-1, t)$ [8].

De acuerdo con la expresión [4], cada elemento c^D_{ij} se interpreta como la contribución de la región *i* en el poder de atracción de la región *j*, en relación con el papel desempeñado por las restantes regiones competitivas; si c^D_{ii} toma un valor positivo, entonces *j* gana poder de atracción con respecto a *i* y, si es de signo negativo, entonces *j* pierde capacidad para atraer emigrantes procedentes de *i*. La interpretación de los elementos de la diagonal principal, c^D_{ij}, recogidos en la expresión [5], es similar, salvo que ahora habrá que tener en cuenta si el valor de estos elementos, en lugar de ser positivo o negativo, es superior o inferior a 1[9].

Para finalizar este epígrafe, y dado el interés que suscita la naturaleza espacial y regional de este método de proyección, analizamos a continuación, bajo tres escenarios alternativos, la manera mediante la que los efectos de dependencia interregional aparecen contemplados en la expresión de los elementos de una MCC por la derecha.

De acuerdo con las expresiones [4] y [5], el signo de c^D_{ij} y c^D_{ii} depende del signo de dos elementos. El primero de ellos es la matriz de adjuntos, $A\ (t-1, t)$. Plane y Rogerson (1986) señalan que las entradas de la diagonal principal de la matriz de adjuntos, $a_{ii}\ (t-1, t)$, son, por lo general, de signo positivo. Esto es fácil de probar pues, por un lado, la matriz de transición $P\ (t-1, t)$ es una matriz estocástica y, por otro, la diagonal principal de una matriz de transición cabe esperar que sea dominante[10], debido al peso que suele tener la movilidad dentro de una misma localización. Lo anterior permite argumentar también que los elementos restantes de la matriz de adjuntos son, casi siempre, de signo negativo. El segundo de estos elementos son las diferencias $p_{kj}\ (t, t+1) - p_{kj}\ (t-1, t)$, que recogen la variación absoluta en la probabilidad de emigrar de una región a otra. Démonos cuenta de que, en una situación de perfecta estabilidad, esas diferencias serán nulas y, por tanto, todos los elementos c^D_{ij} serían 0 y todos los elementos c^D_{ii} valdrían 1. A partir del análisis realizado por Plane y Rogerson (1986) de las expresiones [4] y [5], hemos confeccionado tres escenarios que ilustran tres situaciones posibles a las que conduce el distinto signo de las diferencias anteriores. El primero de ellos es el menos realista de todos, pues considera nulos los efectos de dependencia interregional, mientras el segundo y tercero suponen la presencia de esta clase de efectos, lo que concede solidez a este método como instrumento de proyección de probabilidades de transición dependientes del tiempo.

---

[8] Según Plane y Rogerson (1986), estos elementos indican el grado de movilidad de cada región con respecto a las restantes. De este modo, el máximo valor de la diagonal principal de $A\ (t-1, t)$ identifica la región que posee el mayor poder de expulsión de emigrantes del sistema.

[9] La interpretación de los elementos de una matriz causativa por la izquierda es análoga, con la diferencia de que en lugar de ganancias o pérdidas en poder de atracción, estaremos hablando de ganancias o pérdidas en poder de emisión de población.

[10] Se dice que una matriz cuadrada *P* posee una *diagonal dominante*, si los elementos de cada una de sus filas, excluidos los de la diagonal principal, suman una cantidad inferior al valor que toma el correspondiente elemento de la diagonal principal (Chung, 1960).

ESCENARIO 1

$$[p_{kj}(t, t+1) - p_{kj}(t-1, t)] = 0, [p_{ij}(t, t+1) - p_{ij}(t-1, t)] \neq 0, \text{ para todo } k \neq i.$$

En este primer escenario, tenemos que la probabilidad de emigrar hacia la región de destino solamente ha variado entre los periodos $(t-1, t)$ y $(t, t+1)$ para la región de origen i. En las restantes regiones de origen, la probabilidad de emigrar hacia la región j sigue siendo la misma en ambos periodos. Esto significa que las regiones competitivas de origen, k, siendo $k \neq i$, desempeñan un papel neutral en el atractivo relativo de j, mientras que a la región de origen i se le atribuye íntegramente el mayor o menor atractivo adquirido por j. Bajo esta situación, los elementos de la matriz causativa por la derecha responderán a la expresión:

$$c_{ij}^{D} = \frac{[p_{ij}(t, t+1) - p_{ij}(t-1, t)] \cdot a_{ii}(t-1, t)}{|P(t-1, t)|} \qquad [6]$$

$$c_{ii}^{D} = 1 + \frac{[p_{ii}(t, t+1) - p_{ii}(t-1, t)] \cdot a_{ii}(t-1, t)}{|P(t-1, t)|} \qquad 7]$$

para todo $i, j \in S$. La consideración de un escenario como éste supone la no incorporación de efectos de dependencia interregional o *spillovers*[11]. Como ya habíamos comentado, esta posibilidad parece poco real, en especial cuando el sistema está integrado por un número suficiente de regiones, y por muy débiles que sean estas interdependencias.

ESCENARIO 2

$$[p_{kj}(t, t+1) - p_{kj}(t-1, t)] > 0 \text{ para todo } k \in S\,.$$

Bajo este segundo escenario, la probabilidad de emigrar hacia la región de destino j aumenta en el periodo $(t, t+1)$ con respecto al periodo $(t-1, t)$ desde todas las regiones de origen. En consecuencia, la contribución de una región cualquiera, i, en el atractivo relativo de j se ve contrarrestada por la influencia del resto de orígenes que compiten por escoger j como destino.

ESCENARIO 3

$$[p_{kj}(t, t+1) - p_{kj}(t-1, t)] < 0, [p_{ij}(t, t+1) - p_{ij}(t-1, t)] > 0, \text{ para todo } k \neq i \in S.$$

En esta situación, la probabilidad de emigrar hacia la región de destino j en el periodo $(t, t+1)$ con respecto al periodo $(t-1, t)$ aumenta desde la región de origen i y disminuye desde las restantes regiones competitivas. Ello supone que la región j gana

[11] Este es el supuesto bajo el que se trabaja cuando se utiliza análisis *cross-section*.

atractivo en el periodo ($t, t + 1$) en relación al periodo anterior con respecto a la región de origen *i*, mientras que lo pierde con respecto a los restantes orígenes. De este modo, la influencia positiva del origen *i* en ese mayor atractivo de *j* es superior a la del escenario anterior, por la peor percepción que tienen el resto de orígenes competitivos de *j*.

Antes de pasar a presentar los resultados empíricos obtenidos a partir de este método, conviene señalar que las MCC obtenidas en el trabajo de Plane y Rogerson (1986) se acompañan de un vector fila, el cual contiene la suma de los elementos de cada columna de la MCC, y cuyos elementos informan de si la región en cuestión ha aumentado su atractivo relativo como destino (MCC por la derecha) o su capacidad para emitir población (MCC por la izquierda) con respecto al sistema y en relación al instante o periodo inmediatamente anterior, según su valor supere o sea inferior a la unidad, respectivamente[12]. Aunque en este trabajo hemos obtenido inicialmente dicho vector fila, al cual hemos denotado (1 + 2), entendemos, sin embargo, que su capacidad interpretativa para este sistema migratorio español, como se verá en el apartado siguiente, es limitada por una razón fundamental: el comportamiento diferencial de los desplazamientos intra-estado (migraciones intra-regionales) y los inter-estado (migraciones inter-regionales). Por esta razón, hemos optado por descomponer dicho vector, (1 + 2), en dos vectores fila. El primero contiene los elementos de la diagonal principal de la MCC, vector (1). Los valores de este vector informarán de si la contribución de los desplazamientos de corta distancia en el poder de atracción o de expulsión de una región es positiva, si está por encima de 1, negativa, si está por debajo de 1, o no existe, si toma el valor 1. El segundo vector fila, vector (2), se obtiene sumando los elementos de cada columna, excluido el de la diagonal principal, e indica la contribución de los desplazamientos de larga distancia en ese total (1 + 2). Si un elemento de este vector (2) es positivo, apuntará en la dirección de que los desplazamientos de larga distancia han contribuido positivamente a que el valor (1 + 2) supere la unidad y, por tanto, la media; siendo la interpretación contraria si ese valor resulta ser negativo. En una situación de máxima estabilidad su valor será nulo, y la contribución de los desplazamientos de larga distancia en tales ganancias netas en atractivo o poder de expulsión con respecto al resto de regiones nulo. Como se comprobará a continuación, nuestra descomposición del vector fila sugerido por Plane y Rogerson (1986) concede coherencia a la interpretación de los resultados del modelo.

4. Algunas consideraciones prácticas para el caso español (1986-2001)

Una vez expuestos los aspectos formales más relevantes del método MCC, en este apartado se presentan los resultados de su aplicación al sistema migratorio español para el periodo 1986-2001. La fuente demográfica utilizada es la *Estadística de Variaciones Residenciales* que publica anualmente el INE, y los datos de partida consis-

[12] Este razonamiento se sostiene en la propiedad de que las columnas de una MCC suman de media uno.

ten en flujos migratorios interregionales[13]. Las unidades territoriales de análisis son las 17 regiones españolas, excluidos los territorios de Ceuta y Melilla. Por simplicidad, se han delimitado 4 periodos de tiempo cuatrienales: 1986-1989, 1990-1993, 1994-1997 y 1998-2001, siendo el criterio de selección de estos periodos de naturaleza coyuntural (salvo para el último periodo, en el cual el cambio de coyuntura es moderado), con la intención de evaluar más adelante si ciertas pautas de comportamiento migratorio responden a cambios en el ciclo económico. En primer lugar, se estudia el grado de estabilidad del sistema migratorio español desde el año 1986 al 2001.

Cuadro 1. Autovalores de las MCC estimadas

(1986, 1989)-(1990, 1993)	*(1990, 1993)-(1994, 1997)*	*(1994, 1997)-(1998, 2001)*
2,472	2,139	1,000
2,039	1,720	0,307
1,777	1,482	0,235
1,668	1,482	0,206
1,654	1,409	0,154
1,654	1,370	0,124
1,563	1,370	0,105
1,527	1,252	0,090
1,474	1,221	0,060
1,430	1,221	0,052
1,372	1,179	0,043
1,254	1,130	0,026
1,151	1,115	0,023
1,151	1,071	0,019
1,000	1,003	0,012
0,932	1,000	0,009
0,727	0,896	0,003

Fuente: Elaboración propia.

El cuadro 1 contiene los autovalores asociados a las 6 matrices causativas (3 por la derecha y 3 por la izquierda) estimadas a partir de las 4 matrices de transición en cuatro años estimadas para esos periodos. En las dos primeras columnas se aprecia que los máximos autovalores (2,479 y 2,139) rebasan la unidad de manera notable, lo que significa que de 1986-1989 a 1990-1993 y de 1990-1993 a 1994-1997 el sistema migratorio español ha sido muy inestable. En la tercera columna se observa que el máximo autovalor es 1, lo cual señala que de 1994-1997 a 1998-2001 el sistema migratorio español ha sido estable. El segundo máximo autovalor, 0,307, indica, sin em-

[13] Sólo se trabaja con población emigrante o *movers*, lo que significa que las probabilidades de transición intra-estado no consideran la posibilidad de que la población no se mueva de su estado actual de residencia. De esta manera, se relaja parcialmente el supuesto de homogeneidad de la población en la tasa de movilidad, lo que permite mejora las proyecciones, como demuestran Blumen, Kogan y McCarthy (1955).

bargo, que la velocidad de convergencia hacia una situación de máxima estabilidad es muy lenta, lo que seguramente esté relacionado con la prolongación de un periodo de crecimiento económico sostenido desde la segunda mitad de la década de 1990 hasta nuestros días —no olvidemos que la coyuntura económica es uno de los factores principales tenidos en cuenta en la decisión de emigrar de muchos individuos—.

En segundo lugar, se estudia el grado de movilidad de las regiones españolas. El cuadro 2 contiene los elementos de la diagonal principal de las matrices de adjuntos asociadas a cada matriz de transición en 4 pasos, siguiendo la delimitación temporal anterior.

Los resultados obtenidos apuntan a que Castilla-La Mancha es la región que presenta mayor poder de emisión de emigrantes durante los tres primeros periodos, y Extremadura durante el último periodo. Cataluña figura como la región con menor poder emisor de emigrantes con respecto al resto de regiones en los cuatro periodos de tiempo considerados, lo que concuerda con el elevado peso que posee la movilidad interior dentro de sus límites autonómicos (Hierro, 2003a).

Cuadro 2. Diagonal principal de la matriz de adjuntos asociada a cada matriz de transición

CC.AA.	*(1986, 1989)*	*(1990, 1993)*	*(1994, 1997)*	*(1998, 2001)*
Andalucía	6,14E-18	1,31E-15	6,16E-14	2,15E-14
Aragón	1,18E-17	2,40E-15	1,54E-13	4,87E-14
Asturias	6,44E-18	1,46E-15	8,25E-14	3,28E-14
Baleares	9,28E-18	3,26E-15	8,38E-14	3,47E-14
Canarias	3,64E-18	1,00E-15	4,42E-14	1,99E-14
Cantabria	7,79E-18	1,50E-15	7,56E-14	2,79E-14
C.-La Mancha	6,55E-17	1,05E-14	4,39E-13	1,63E-13
C. y León	1,51E-17	3,40E-15	1,35E-13	4,42E-14
Cataluña	3,19E-18	8,03E-16	3,14E-14	9,13E-15
C. Valenciana	5,18E-18	1,34E-15	5,29E-14	1,68E-14
Extremadura	3,24E-17	6,11E-15	2,19E-13	1,23E-13
Galicia	4,83E-18	8,51E-16	4,19E-14	1,64E-14
Madrid	1,43E-17	5,37E-15	2,40E-13	6,76E-14
Murcia	1,85E-17	3,84E-15	1,81E-13	5,92E-14
Navarra	7,65E-18	1,45E-15	6,90E-14	2,21E-14
P. Vasco	1,54E-17	2,46E-15	1,06E-13	3,27E-14
La Rioja	4,05E-17	8,30E-15	3,33E-13	8,38E-14

Fuente: Elaboración propia.

Los anexos 1, 2, 3 y 4 contienen las tres MCC por la derecha que han sido estimadas respetando la delimitación temporal anterior, y una MCC por la izquierda

[14] Por cuestiones de espacio, y dado que las matrices causativas por la derecha son las que suscitan mayor interés, se presenta únicamente una de las tres matrices causativas por la izquierda que se pueden obtener, la cual servirá para ilustrar que el signo, positivo o negativo, de las ganancias en poder de expulsión de emigrantes de las regiones españolas depende de la sensibilidad de éstas al cambio de ciclo económico.

que relaciona los dos últimos periodos a modo ilustrativo[14]. Tras el análisis detallado de cada una de las MCC estimadas, se han obtenido las siguientes conclusiones[15]:

1. Durante el estreno del periodo de crisis económica 1990-1993, ocho de las nueve regiones que ganan atractivo como destino respecto al periodo 1986-1989 (valores del vector de la matriz causativa por la derecha recogida en el anexo 1 superiores a 1), lo consiguen a través del protagonismo adquirido por los desplazamientos de corta distancia (valores del vector (1) superiores a 1), siendo negativa la contribución de los desplazamientos de larga distancia en tales ganancias (valores negativos del vector (2)). Madrid destaca por ser la única región española que consigue obtener ganancias en poder para atraer población a su territorio a través de la contribución positiva de los desplazamientos de larga distancia.
2. La llegada de un periodo de recuperación económica (1994-1997 con respecto a 1990-1993) parece desalentar a los emigrantes procedentes de las tradicionales regiones emisoras como Extremadura, Castilla-La Mancha, Castilla y León y Andalucía a desplazarse a los destinos tradicionales de empleo, que prefieren desplazarse dentro de su entorno autonómico, como pone de manifiesto en ellos la contribución positiva de los desplazamientos de corta distancia (valor del vector (1) superior a 1). En cambio, los territorios de Cataluña, Comunidad Valenciana y Madrid obtienen el peor balance en poder de atracción de población, como puede apreciarse en sus correspondientes valores del vector (1 + 2), que además de estar por debajo de 1, son los más bajos del panorama regional.
3. Durante el periodo más reciente, 1998-2001, parece ralentizarse el atractivo adquirido por los desplazamientos cortos con respecto al periodo anterior, 1994-1997. Madrid y Cataluña sufren una menor afluencia de inmigrantes procedentes de otros territorios, fundamentalmente de los tradicionales polos de expulsión, que parecen frenar sus salidas ante la mejor coyuntura económica (véase composición de las columnas correspondientes a estas regiones en el anexo 3). También se observa que la movilidad o poder de emisión de la población en autonomías punteras en actividad económica como Madrid, Baleares y Comunidad Valenciana, así como en algunas regiones portadoras tradicionalmente de saldos migratorios modestos, como son La Rioja y Cantabria, aumenta con respecto a todas las autonomías españolas, como apunta el predominio de signos positivos en sus correspondientes columnas de la matriz causativa por la izquierda recogida en el anexo 4. En cambio, los territorios de Castilla-La Mancha, Extremadura y Castilla y León, junto con Canarias, destacan por tratarse de los únicos territorios autonómicos que pierden poder de emisión de emigrantes, como demuestra la sola presencia de signos negativos en sus correspondientes columnas en la matriz causativa por la izquierda. Si nos fijamos en la columna obtenida para Castilla-La Mancha, ad-

[15] Un análisis más pormenorizado de estas matrices se expone en Hierro (2003b).

vertimos que las salidas hacia todas las regiones españolas se aminoran, pero especialmente hacia Madrid y la Comunidad Valenciana.

5. Conclusiones

La movilidad de la población es un fenómeno dinámico desde un punto de vista espacial y temporal. Las cadenas de Markov destacan por ser una técnica de análisis estadístico capaz de recoger en su estructura la componente espacial de cualquier modalidad de movilidad social, como es la movilidad geográfica. Pero en lo que respecta a la dinámica temporal, su supuesto clásico de homogeneidad en el tiempo es inconsistente con el carácter dinámico de este fenómeno, que, por naturaleza, es sensible a cambios de carácter múltiple. Por esta razón, en este trabajo se ha querido explotar una técnica casi desconocida en la literatura dedicada a procesos estocásticos que está dirigida a relajar el supuesto de homogeneidad temporal de una cadena markoviana, como es el método de matrices causativas constantes, o método MCC. A diferencia de otras, esta técnica destaca por dotar a las proyecciones de carácter sistémico y por proporcionar información sobre el grado de estabilidad del sistema y la identificación de las regiones que obtienen ganancias en atractivo relativo como regiones receptoras de inmigrantes y de aquellas que obtienen ganancias en poder de emisión de población emigrante. La principal aportación metodológica de este trabajo consiste en la mejora de la propuesta de Plane y Rogerson (1986), extrayendo de la suma de cada columna de la MCC el correspondiente elemento de la diagonal principal, con la finalidad de estudiar de manera diferenciada la contribución de los desplazamientos de corta y larga distancia en las ganancias regionales en poder de atracción de inmigrantes (MCC por la derecha) y en poder de expulsión de emigrantes (MCC por la izquierda).

Además de analizar y mejorar formalmente esta técnica, hemos aplicado el método MCC a datos anuales de migraciones interiores en España para el periodo 1986-2001, procedentes de la *Estadística de Variaciones Residenciales*. Para ello, se ha dividido el rango de datos en cuatro periodos de idéntica amplitud, utilizando como criterio cambios de coyuntura económica; todo ello ha permitido extraer conclusiones muy relevantes de tipo demográfico y económico sobre el grado de estabilidad del sistema migratorio español y el grado de movilidad de las autonomías a lo largo de estos periodos, y la sensibilidad de las ganancias positivas o negativas en atractivo relativo de las regiones de destino y en capacidad de emisión de emigrantes de las autonomías de origen a cambios de ciclo económico.

Bibliografía

Bartholomew, D.J. (1973): *Stochastic Models for Social Processes*, John Wiley and Sons. Londres.

Blumen, I., Kogan, M. y McCarthy, P.J. (1955): *The Industrial Mobility of Labour as a Probability Process*. Cornell Studies of Industrial and Labour Relations, Vol VI, Cornell University. Ithaca. Nueva York.

Casas, J.M., Domínguez, J., Herrerías, R. y Núñez, J.J. (2003): «Estudio dinámico de la incidencia de la pobreza en España mediante un modelo markoviano en el periodo 1994-1998». Ponencia. *Anales de Economía Aplicada 2003*. XVII Reunión Anual de ASEPELT-España. Almería. Publicación en CD-ROM.

Chung, K.L. (1960): *Markov Chains with Stationary Transition Probabilities*, Springer-Verlag. Berlín.

Feller, W. (1978): *Introducción a la teoría de probabilidades y sus aplicaciones*. *Volúmenes I y II*, John Wiley and Sons. México.

Fotheringham, A.S. (1983): «A New Set of Spatial Interaction Models: The Theory of Competing Destinations», *Environment and Planning A*, 15:15-36.

Gale, S. (1972): *Stochastic Stationary and the Analysis of Geographical Mobility*, Toronto Press. Montreal.

Ginsberg, R. (1972): «Critique of Probabilistic Models: Application of the Semi-Markov Model to Migration», *Journal of Mathematical Sociology*, 2:63-82.

Harary, F.; Lipstein, B. y Styan, G. (1970): «A Matrix Approach to Non-Stationary Chains», *Operational Research*, 18:1168-1181.

Hierro, M. (2002): «Revisión crítica de algunos modelos dinámicos aplicados al análisis de la movilidad social». *Documento de Trabajo DTEE 02/06*, Universidad de Alcalá (Madrid).

Hierro, M. (2003a): «Principales transformaciones estructurales de la movilidad interior en España tras la crisis económica 1975-1985», *Documento de Trabajo DT 2003-1* publicado por el Centro de Estudios sobre la Despoblación y Desarrollo de Áreas Rurales (CEDDAR), Zaragoza.

Hierro, M. (2003b): «La dinámica temporal y espacial del sistema migratorio español mediante matrices causativas constantes (1986-2001)», en *Actas del la XXIX Reunión de Estudios Regionales*, Santander (noviembre de 2003). Disponible en CD-Rom.

Lamo, A. (2000): «On Convergence Empirics: Some Evidence for Spanish Regions», *Investigaciones Económicas*, 24 (3): 681-707.

Ledermann, W. (1980): *Handbook of Applicable Mathematics. Volume I*, *Álgebra*, John Wiley and Sons. USA.

Magrini, S. (1999): «The Evolution of Income Disparities among the Regions of the European Union», *Regional Science and Urban Economics*, 29:257-281.

McGinnis, R. (1968): «A Stochastic Model of Social Mobility», *American Sociological Review*, 33 (5):712-721.

Parzen, E. (1962): *Stochastic Processes*, Paraninfo. Madrid.

Pena, J.B. y Núñez, J.J. (2003): «La movilidad en la distribución personal de la renta en España», *Special Issue of the IASI Journal*, 55 (164-165), Part I, Cap. 2.

Plane, D.A. y Rogerson, P.A. (1984): «Modeling Temporal Change in Flow Matrices», *Papers of the Regional Science Association*, 54:147-164.

Plane, D.A. y Rogerson, P.A. (1986): «Dynamic Flow Modeling with Interregional Dependency Effects: an Application to Structural Change in the US. Migration system», *Demography*, 23 (1):91-104.

Plane, D.A. y Rogerson, P.A. (1994): *The Geographical Analysis of Population with Applications to Planning and Business*, John Wiley and Sons. Nueva York.

Pullman, N.J. y Styan, G.P.H. (1973): «The Convergence of Markov Chains with Non-Stationary Transition Probabilities and Constant Causative Matrix», *Stochastic Processes and their Applications*, 1:279-285.

Quah, D. (1993): «Galton´s Fallacy and Test of the Convergence Hypothesis», *Scandinavian Journal of Economics*, 95:427-443.

Quah, D. (1996): «Empirics for Economic Growth and Convergence», *European Economic Review*, 40: 1353-1375.

Shorrocks, A.F. (1978): «The Measurement of Mobility», *Econometrica*, 46:1013-1024.

Spilerman, S. (1972): «The Analysis of Mobility Processes by the Introduction of Independent Variables into a Markov Chain», *American Sociological Review*, 37:277-294.

Vélez, R. (1977): *Procesos Estocásticos*, UNED. España.

Anexos

Anexo 1. MCC por la derecha (1986-89/1990-93)

	Andal.	*Arag.*	*Astur.*	*Balear.*	*Canar.*	*Cant.*	*C.-La M.*	*C. y L.*	*Catal*	*C. Val.*	*Extrem.*	*Galicia*	*Madrid*	*Murcia*	*Navarra*	*P. Vasco*	*Rioja*	
Andal.	1,405	-0,004	-0,008	-0,033	-0,046	-0,008	-0,011	-0,015	-0,140	-0,050	-0,011	-0,038	-0,005	-0,013	-0,006	-0,016	-0,001	1
Arag.	-0,035	1,524	0,009	0,006	-0,006	0,015	-0,081	-0,028	-0,032	-0,060	-0,028	-0,084	-0,144	-0,003	-0,048	0,017	-0,023	1
Astur.	-0,050	-0,010	1,380	0,008	0,053	-0,016	-0,025	-0,052	-0,019	0,002	0,002	-0,228	-0,057	-0,012	0,002	0,020	0,002	1
Balear.	0,184	-0,005	0,013	0,922	-0,006	0,019	-0,009	0,043	-0,237	-0,106	0,051	0,069	0,023	-0,009	0,011	0,033	0,003	1
Canar.	-0,105	-0,004	0,013	0,021	1,146	0,007	-0,030	0,003	0,014	-0,024	-0,010	0,026	-0,030	-0,032	-0,001	0,007	0,000	1
Cant.	-0,054	-0,014	0,012	0,004	-0,097	1,626	-0,009	-0,024	-0,083	-0,109	-0,012	-0,001	-0,043	-0,017	-0,040	-0,135	-0,003	1
C.-La M.	-1,374	-0,053	-0,133	-0,159	-0,137	-0,040	2,605	-0,026	-1,333	0,257	-0,024	-0,032	1,635	-0,062	0,024	-0,142	-0,006	1
C. y L.	-0,163	-0,031	-0,010	-0,017	-0,065	0,000	0,072	1,399	-0,168	0,017	-0,008	-0,107	0,037	0,005	-0,025	-0,226	-0,010	1
Cata1	-0,087	-0,014	-0,001	-0,005	0,008	-0,003	-0,024	-0,010	1,215	-0,013	-0,002	0,003	-0,053	-0,015	-0,003	0,005	-0,001	1
C. Val.	0,009	-0,006	0,012	-0,041	0,023	-0,002	-0,088	0,003	0,091	1,110	-0,011	0,007	-0,103	-0,005	-0,006	0,008	-0,001	1
Extrem.	-0,399	-0,071	-0,023	-0,117	-0,128	-0,007	0,040	-0,046	0,164	-0,157	1,704	-0,129	0,523	0,020	-0,047	-0,308	-0,018	1
Galicia	-0,087	-0,005	-0,025	-0,026	-0,203	-0,017	-0,048	-0,053	0,000	-0,061	-0,021	1,737	-0,126	-0,001	-0,003	-0,059	-0,003	1
Madrid	0,254	0,005	0,017	0,035	0,023	0,005	-0,172	-0,030	0,243	0,023	-0,008	0,008	0,539	0,002	-0,008	0,063	0,001	1
Murcia	0,121	-0,005	0,013	0,056	-0,485	0,008	-0,063	-0,010	0,233	-0,186	0,026	-0,072	-0,109	1,501	-0,007	-0,027	0,005	1
Navarra	-0,230	-0,037	-0,002	-0,008	-0,039	0,007	-0,007	-0,036	-0,068	-0,035	-0,016	-0,007	-0,035	-0,003	1,635	-0,107	-0,012	1
P. Vasco	-0,238	0,026	-0,029	-0,018	0,023	-0,040	-0,037	-0,120	0,046	-0,041	-0,077	-0,101	-0,263	-0,017	0,016	1,905	-0,032	1
Rioja	0,884	-0,376	-0,080	0,048	0,196	-0,237	-0,010	-0,109	-0,403	-0,130	0,089	0,223	0,137	0,019	-0,125	-0,618	1,490	1
(1) +(2)	**0,035**	**0,919**	**1,157**	**0,676**	**0,259**	**1,318**	**2,102**	**0,891**	**-0,478**	**0,439**	**1,643**	**1,273**	**2,226`,**	**1,359**	**1,368**	**0,419**	**1,392**	
(1)	1,405	1,524	1,380	0,922	1,146	1,626	2,605	1,399	1,215	1,110	1,704	1,737	0,539	1,501	1,635	1,905	1,490	
(2)	-1,370	-0,605	-0,223	-0,247	-0,886	-0,308	-0,503	-0,508	-1,693	-0,672	-0,061	-0,463	1]687	-0,142	-0,266	-1,486	-0 ,098	

Fuente: Elaboración propia a partir del *Anuario Estadístico de España (INE),* años 1986 a 1993.

Anexo 2. MCC por la derecha (1990-93/1994-97)

	Andal.	*Arag.*	*Astu.*	*Balear.*	*Canar.*	*Cant.*	*C. La M.*	*C. Y L*	*Catal.*	*C. Val.*	*Extrem.*	*Galicia*	*Madrid*	*Murcia*	*Navarra*	*P. Vasco*	*Rioja*	
Andal.	1,188	-0,004	0,000	-0,031	0,095	0,001	0,008	0,007	-0,234	-0,043	0,010	0,017	0,003	-0,002	-0,003	-0,002	0,010	1
Arag.	0,130	0,891	0,005	0,026	0,020	-0,007	-0,002	-0,012	-0,058	-0,111	0,020	0,035	0,029	0,1121	0,008	-0,010	0,015	1
Astur.	0,032	0,001	0,998	-0,005	0,066	0,021	0,008	-0,084	0,021	0,0003	0,000	-0,030	-0,017	0,003	0,004	-0,009	-0,001	
Balear.	-0,518	0,005	0,075	2,111	-0,093	-0,010	-0,098	-0,065	0,241	-0,221	-0,164	-0,037	-0,092	-0,054	-0,003	-0,017	-0,002	1
Cana,.	-0,003	-0,002	0,000	-0,027	1,267	-0,007	-0,014	-0,021	0,007	-0,051	-0,002	-0,094	-0,026	-0,010	-0,006	-0,009	-0,002	1
Cant.	0,010	-0,007	-0,013	-0,040	0,043	1,139	-0,003	-0,065	-0,045	-0,026	0,009	-0,005	-0,038	0,002	0,04	0,043	-0,010	1
C.-L. M.	0,230	-0,034	0,013	-0,029	0,167	0,012	1,430	-0,010	-0,322	-0,736	0,006	0,012	0,304	-0,036	-0,021	0,018	-0,004	1
C. y L.	0,037	-0,001	0,018	-0,047	0,037	-0,001	-0,020	1,437	-0,244	-0,160	0,006	0,025	-0,066	-0,011	-0,015	0,009	-0,005	1
Catal.	-0,147	-0,011	-0,005	-0,031	-0,036	-0,002	-0,012	-0,018	1,370	-0,011	-0,031	-0,018	-0,021	-0,012	-0,006	-0,007	-0,003	1
C. Val.	-0,084	-0,001	-0,006	-0,046	-0,047	-0,005	-0,050	-0,011	0,012	1,343	-0,008	-0,016	-0,033	-0,027	-0,001	-0,017	-0,002	1
Extrem.	0,357	-0,001	0,017	-0,012	0,237	-0,005	-0,087	0,040	-0,702	-0,201	1,563	0,014	-0,295	0,022	0,013	0,043	-0,002	1
Galicia	0,033	-0,007	-0,011	-0,014	0,128	-0,006	-0,006	-0,029	-0,136	-0,034	0,004	1,154	-0,049	0,001	-0,007	-0,021	-0,001	1
Madrid	-0,189	0,011	-0,013	-0,004	-0,145	-0,011	-0,096	-0,069	0,241	0,347	-0,064	-0,026	1,018	0,017	0,004	-0,021	-0,001	1
Murcia	-0,027	0,027	-0,008	-0,108	-0,026	-0,005	-0,082	0,001	-0,040	0,072	0,017	0,064	-0,135	1,209	0,017	0,016	0,004	1
Navarra	-0,068	-0,012	0,010	-0,011	-0,033	-0,020	0,014	0,018	-0,066	0,003	-0,008	-0,012	0,048	-0,012	1,195	-0,026	-0,001	1
P. Vasco	-0,113	0,011	0,012	0,009	-0,017	0,095	-0,004	-0,140	0,107	-0,036	-0,071	-0,090	-0008	-0,009	-0,052	1,306	0,002	1
Rioja	-0,188	-0,139	0,016	-0,062	-0,105	0,021	-0,042	-0,093	-0,037	0,092	0,029	0,073	-0,299	0,014	0,1166	0,213	1,440	1
(1)+(2)	**0,678**	**0,727**	**1,029**	**1,680**	**1,561**	**1,201**	**0,943**	**0,885**	**0,116**	**0,232**	**1,307**	**1,068**	**0,323**	**1,118**	**1,196**	**1,508**	**1,429**	
(1)	1,188	0,891	0,998	2,111	1,267	1,139	1,430	1,437	1370	1,343	1,563	1,154	1,018	1,009	1,195	1306	1,440	
(2)	-0,510	-0,164	0,031	-0,431	0-193	0,062	-0,487	-0,552	-1.254	-1,111	-0,256	-0,086	-0,695	-0,091	0,001	0,202	-0,012	

Fuente: Elaboración propia a partir del *Anuario Estadístico de España (INE),* años 1986 a 1993.

Anexo 3. MCC por la derecha (1994-97/1998-2001)

	Andal.	*Arag.*	*Astu.*	*Balear.*	*Canar.*	*Cant.*	*C. La M.*	*C. Y L*	*Catal.*	*C. Val.*	*Extrem.*	*Galicia*	*Madrid*	*Murcia*	*Navarra*	*P. Vasco*	*Rioja*	
Andal.	0,988	0,002	0,000	0,065	0,033	-0,002	-0,006	-0,002	0,075	0,026	0,001	-0,005	-0,026	0,005	0,000	-0,004	0,000	1
Arag.	0,053	1,018	-0,003	0,016	0,021	0,021	0,014	0,016	-0,330	0,094	0,011	0,038	0,046	0,006	-0,033	-0,032	0,019	1
Astur.	0,016	0,007	0,813	0,029	0,015	0,008	0,011	-0,047	0,024	0,070	0,001	0,004	0,028	0,015	0,007	-0,003	-0,000	1
Balear.	0,159	0,001	0,003	0,824	-0,031	-0,002	0,016	0,005	-0,010	-0,224	0,020	0,013	0,032	-0,012	0,002	0,000	0,001	1
Cana.	0,080	0,001	0,008	0,008	0,764	0,004	0,001	0,005	0,041	0,004	0,007	0,069	0,006	-0,005	0,002	0,003	0,000	1
Cant.	0,010	0,004	0,009	0,010	-0,005	0,899	-0,003	-0,015	-0,017	0,025	0,002	-0,003	-0,008	0,003	0,012	0,064	-0,014	1
C.-L. M.	0,159	0,013	0,008	0,092	0,102	0,006	0,756	0,018	0,085	0,016	0,023	0,046	-0,362	-0,014	0,020	0,029	0,003	1
C. y L.	0,052	-0,005	0,010	0,037	0,027	-0,013	-0,027	0,969	0,005	0,038	0,010	0,016	-0,128	-0,000	0,020	-0,013	-0,001	1
Catal.	-0,040	-0,003	-0,002	-0,005	-0,012	-0,002	-0,002	-0,006	1,100	-0,010	-0,001	-0,007	-0,001	-0,004	-0,002	-0,004	-0,000	1
C. Val.	-0,011	0,002	0,002	0,008	0,001	-0,001	0,002	0,001	0,002	0,989	-0,001	-0,004	0,023	-0,021	-0,001	-0,001	-0,000	1
Extrem.	0,124	0,021	0,017	0,167	0,082	-0,002	-0,026	-0,032	-0,027	0,159	0,578	0,044	-0,214	0,051	0,019	0,028	0,010	1
Galicia	0,012	0,003	0,002	0,040	0,096	-0,001	-0,002	-0,002	-0,001	0,012	0,001	0,852	-0,010	-0,005	0,002	0,001	0,001	1
Madrid	-0,122	-0,005	-0,006	-0,057	-0,063	-0,004	-0,090	-0,011	-0,008	-0,032	-0,012	-0,034	1,301	0,002	-0,011	-0,026	-0,002	1
Murcia	0,027	-0,027	-0,002	0,015	-0,097	-0,000	0,032	-0,004	0,016	0,041	0,016	-0,059	-0,018	1,001	0,027	0,001	0,006	1
Navarra	0,019	-0,001	0,007	0,005	0,012	-0,032	-0,004	0,002	0,045	0,011	0,002	0,004	-0,010	0,006	1,002	-0,062	-0,006	1
P. Vasco	-0,062	-0,014	-0,007	-0,027	-0,033	0,162	-0,007	-0,004	-0,002	-0,023	-0,004	-0,018	-0,006	-0,007	-0,018	1,086	-0,027	1
Rioja	-0,003	-0,038	-0,020	-0,010	-0,133	-0,155	0,019	-0,038	0,027	0,011	-0,009	0,000	0,041	0,012	-0,015	-0,058	1,288	1
(1) +(2)	**1,466**	**1,077**	**0,839**	**1,188**	**0,778**	**0,890**	**0,864**	**0,854**	**0,876**	**1,406**	**0,646**	**0,966**	**0,740**	**1,033**	**1,036**	**1,072**	**1,269**	
(1)	0,988	1,018	0,813	0,824	0,764	0,899	0,756	0,969	1,100	0,989	0,578	0,852	1,301	1,001	1,002	1,086	1,288	
(2)	0,478	0,059	0,026	0,364	0,014	-0,009	0,108	-0,115	-0,224	0,417	0,068	0,114	-0,561	0,032	0,034	-0,014	-0,019	

Fuente: Elaboración propia a partir del *Anuario Estadístico de España* (INE), años 1986 a 1993.

Anexo 4. MCC por la izquierda (1994-97/1998-2001)

	Andal.	*Arag.*	*Astur.*	*Balear.*	*Canar.*	*Cant.*	*C.-L. M.*	*C. y L.*	*Catal.*	*C. Val.*	*Extrem.*	*Galicia*	*Madrid*	*Murcia*	*Navarra*	*P. Vasco*	*Rioja*	
Andal.	1,012	0,010	-0,005	0,099	-0,055	0,008	-0,136	-0,040	-0,023	0,043	-0,116	-0,002	0,232	-0,033	-0,003	-0,010	0,019	1
Arag.	0,010	1,027	-0,015	0,041	-0,046	0,015	-0,193	-0,063	-0,029	0,065	-0,103	0,001	0,327	-0,044	-0,024	0,012	0,019	1
Astur.	0,008	0,006	0,805	0,078	-0,032	0,032	-0,195	-0,076	0,019	0,073	-0,111	0,008	0,377	-0,025	0,002	0,009	0,023	1
Balear.	0,189	0,010	-0,003	0,865	-0,077	0,011	-0,103	-0,041	0,009	0,045	-0,082	0,006	0,227	-0,066	-0,003	-0,001	0,017	1
Canar.	0,172	0,006	0,001	0,043	0,695	0,017	-0,141	-0,046	0,004	0,041	-0,076	0,065	0,263	-0,056	-0,001	0,004	0,010	1
Cant.	0,002	-0,005	-0,018	0,046	-0,059	0,945	-0,181	-0,137	0,015	0,049	-0,123	-0,015	0,346	-0,021	-0,020	0,148	0,030	1
C.-L.M.	-0,002	0,013	-0,010	0,063	-0,043	0,006	0,488	-0,085	0,035	0,083	-0,188	-0,018	0,689	-0,041	-0,001	-0,003	0,017	1
C. y L	0,007	-0,008	-0,023	0,061	-0,045	0,022	-0,200	0,894	0,024	0,054	-0,157	-0,012	0,377	-0,032	0,000	0,006	0,030	1
Catal.	-0,066	-0,015	-0,006	0,042	-0,022	0,004	-0,139	-0,049	1,114	0,034	-0,105	-0,016	0,244	-0,032	-0,004	0,003	0,013	1
C. Val.	0,016	0,011	-0,006	0,049	-0,039	0,007	-0,053	-0,053	0,017	1,076	-0,090	-0,006	0,373	-0,111	-0,002	-0,002	0,013	1
Extrem.	0,060	0,013	-0,008	0,129	-0,042	0,010	-0,241	-0,056	0,051	0,036	0,402	-0,016	0,615	-0,008	-0,004	0,037	0,023	1
Galicia	0,004	0,002	-0,009	0,100	0,031	0,014	-0,128	-0,050	0,015	0,039	-0,076	0,855	0,236	-0,056	-0,001	0,009	0,013	1
Madrid	-0,027	0,007	-0,014	0,058	-0,053	0,007	-0,432	-0,108	0,040	0,051	-0,247	-0,026	1,754	-0,027	-0,003	-0,001	0,020	1
Murcia	0,029	-0,002	-0,004	0,046	-0,066	0,007	-0,177	-0,051	0,013	0,061	-0,098	-0,019	0,313	0,928	0,004	-0,010	0,024	1
Navarra	0,006	-0,014	-0,008	0,030	-0,015	0,031	-0,153	-0,056	0,017	0,011	-0,097	-0,001	0,250	-0,005	0,957	-0,097	0,110	1
P. Vasco	-0,007	-0,014	-0,032	0,043	-0,057	0,111	-0,169	-0,131	0,030	0,042	-0,171	-0,023	0,337	-0,023	-0,022	1,070	0,016	1
Rioja	0,004	-0,034	-0,019	0,035	-0,072	0,032	-0,179	-0,123	0,014	0,041	-0,130	0,000	0,332	-0,018	-0,113	-0,114	1,344	1
(1) +(2)	**1,416**	**1,014**	**0,630**	**1,827**	**-0,027**	**1,281**	**-2,530**	**-0,274**	**1,365**	**1,875**	**-1,569**	**0,781**	**7,292**	**0,330**	**0,761**	**1,056**	**1,771**	
(1)	1,017	1,037	0,805	0,865	0,695	0,915	0,188	0,891	1,111	1,076	0,103	0,855	1,751	0,978	0,957	1,070	1,311	
(2)	0,101	-0,013	-0,175	0,967	-0,727	0,336	-3,018	-1,168	0,31	0,799	-1,971	-0,073	5,538	-0,597	-0,196	-0,013	0,178	

Fuente: Elaboración propia a partir del *Anuario Estadístico de España* (INE), años 1994 a 2001.