

## **XXIX REUNIÓN DE ESTUDIOS REGIONALES**

### **LA DINÁMICA TEMPORAL Y ESPACIAL DEL SISTEMA MIGRATORIO ESPAÑOL MEDIANTE MATRICES CAUSATIVAS CONSTANTES (1986-2001)**

**HIERRO FRANCO, M.**

**Departamento de Economía. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales.**

**Universidad de Cantabria.**

E-mail: hierroma@unican.es.

#### **1. Introducción**

La estructura de este trabajo se compone de una primera parte teórica, en la que se exponen los fundamentos del Método de Matrices Causativas Constantes, y de una segunda parte práctica, en la que se aplica esta técnica al estudio de la dinámica migratoria interior en España durante el periodo 1986-2001.

La fuente demográfica que vamos a manejar es la Estadística de Variaciones Residenciales (EVR) publicada por el INE ya que, a diferencia de Censos y Padrones, proporciona datos con periodicidad anual. La EVR muestra sin embargo como principales inconvenientes la subestimación y datación imprecisa del número de emigrantes por factores motivacionales, y el aumento ficticio de las cifras de emigrantes desde mediados de los años 80, al hilo de las mejoras introducidas en esta estadística en cuanto a cobertura y tratamiento de la información. No obstante, el empleo de probabilidades, y por lo tanto de cifras relativas, y el comienzo de nuestro estudio en el año 1986 nos permitirán sortear en parte ambas limitaciones.

#### **2. Algunas herramientas de análisis de la movilidad geográfica**

Desde un punto de vista metodológico, las investigaciones sobre movilidad geográfica se han dividido entre dos tipos de análisis, el de regresión y el probabilístico.

El análisis de regresión es el que tradicionalmente ha contado con mayor reconocimiento empírico, ya que permite cuantificar volúmenes migratorios a partir de toda una batería de variables exógenas de tipo social, económico y

demográfico que, como indica Ginsberg (1972), tiene la ventaja de que permite “incorporar en cada instante nuestro conocimiento de lo que está ocurriendo”.

El análisis probabilístico, por el contrario, no ha contado con tanta aceptación en la literatura migratoria, al no incorporar “estructura causal”. Las Cadenas de Markov<sup>1</sup>, y en general los Procesos Estocásticos, son un ejemplo de herramienta de análisis probabilístico. A pesar de esta importante carencia, los Procesos Estocásticos ofrecen un amplio abanico de posibilidades que los convierten en especialmente idóneos para modelizar la movilidad espacial. En primer lugar, destaca su rica especificación aleatoria. Pensemos que un Proceso Estocástico consiste en una sucesión de variables aleatorias indicadas por el tiempo y unidas por algún tipo de dependencia. En las Cadenas markovianas, tal dependencia se conoce como “dependencia markoviana”<sup>2</sup>, lo que implica que la posición de un sistema en un punto depende de su posición previa, confiriendo carácter dinámico al análisis. Estaría en lo cierto quien argumentara que el análisis de tipo longitudinal hace posible una descripción más precisa de la dinámica de un sistema, en tanto que permite ampliar esa dependencia a instantes de tiempo anteriores, y no solamente al instante inmediatamente anterior. Pero la cuestión está en que el análisis longitudinal carece de la segunda ventaja del análisis estocástico, que es la redistribución espacial de los flujos migratorios. Tengamos en cuenta que una serie temporal convencional no analiza los flujos migratorios de todas las regiones de manera simultánea, sino región a región, por lo que no integra la noción de “sistema”. Es cierto que el análisis de regresión de tipo *cross-section* resuelve tal carencia, si bien a costa de ser un análisis de tipo estático.

Asimismo, el análisis de sección cruzada no tiene en cuenta los llamados “efectos de dependencia interregional” que tienen lugar en el seno de tal

---

<sup>1</sup> Las Cadenas de Markov son un tipo de Proceso Estocástico, en el que el conjunto de estados posibles,  $S$ , es discreto. En este trabajo,  $S$  va a ser el conjunto de Autonomías españolas, a excepción de los territorios de Ceuta y Melilla.

<sup>2</sup> En tanto que el sistema sólo recuerda lo ocurrido en el último instante, sería más preciso hablar de “dependencia markoviana de primer orden”. La ampliación de esta dependencia a órdenes superiores haría posible prolongar el recuerdo del sistema a instantes anteriores. A pesar de ello, no es habitual encontrarse con estudios que amplíen este orden por encima de uno, porque el proceso de estimación se complica substancialmente.

redistribución, y que enumeramos como la cuarta ventaja. El análisis de sección cruzada estima cada flujo migratorio entre dos regiones cualesquiera  $i$  y  $j$ , que denotaremos como  $M_{ij}$ , a partir de los valores que tome la cesta de variables independientes seleccionadas, únicamente en esas dos regiones. Ahora bien, tal flujo difícilmente puede ser ajeno a la influencia ejercida por las distintas regiones del sistema. Pensemos que otras regiones distintas a  $i$  estarán compitiendo por ser origen de la inmigración de  $j$  y que, de igual modo, otras regiones distintas a  $j$  estarán compitiendo por ser destino de la emigración procedente de la región de origen  $i$ . Esto nos lleva a decir que los flujos migratorios son interdependientes y a concebir un sistema migratorio como un “todo” integrado por la unión de flujos interregionales, conectados entre sí mediante un nutrido conjunto de interdependencias, cuya omisión equivaldría a modelizar un sistema sin duda distinto.

Los estudios con datos panel<sup>3</sup> son muy conocidos por su capacidad para conjugar las ventajas de los análisis de tipo longitudinal y de sección cruzada. No obstante, el principal motivo para descartarlos en estudios migratorios son sus problemas de especificación del término de error, que trae aparejados dos problemas. El primero es la posible obtención de estimaciones negativas de los flujos migratorios ( $M_{ij} < 0$ ), y la otra consiste en que la suma de los flujos migratorios desde un estado cualesquiera  $i$  hacia los restantes estados-región al final del periodo no sea exactamente igual al total de población que inicialmente se encontraba en ese estado  $i$  de origen, ( $\sum_{j \in S} M_{ij} \neq M_i$ ), lo cual indicaría que la población ha crecido o mermado, cuando en ningún momento se incorporan los efectos de la natalidad y la mortalidad.

A lo largo de la anterior justificación metodológica sobre las posibilidades que ofrecen los Procesos Estocásticos en el estudio de las migraciones, hemos hecho referencia a sus dos principales ejes articuladores. El primero de ellos es la “dinámica temporal”. Su objetivo es describir los cambios que experimenta un

---

<sup>3</sup> El análisis mediante datos de panel cuantifica los flujos migratorios de todas las regiones que integran el sistema en el transcurso del tiempo. Uno de los principales inconvenientes que se le atribuyen es la posible presencia de endogeneidad en las variables, que convierte a los estimadores mínimo cuadrático ordinarios en sesgados, y cuya corrección requiere el empleo de variables instrumentales, algo complejas de manejar.

sistema en el transcurso del tiempo y detectar la presencia de posibles cambios estructurales. Como ya hemos indicado, las Cadenas de Markov se caracterizan precisamente por incorporar la noción de “dinámica” en un sistema.

En el año 1907, A. Markov publicaba de manera pionera un sencillo método que se ha denominado Cadenas de Markov. Su empeño fue el de encontrar un modelo de probabilidad capaz de describir la posición de *un individuo* en un determinado instante a partir de su posición previa. El pasado no parecía importar en la decisión futura del individuo. Se podía decir que el proceso era “olvidadizo”. La idea de Markov fue considerada revolucionaria, pero tardó en fraguar. Su verdadero reconocimiento llegaría décadas más tarde, momento en que se planteó por primera vez la aplicación de Cadenas de Markov a procesos de movilidad social, al hacer posible la incorporación de las nociones de “sistema”, “flujos” y “dinámica” en un mismo modelo y, especialmente, por la facilidad con la que podía ser estimada la distribución de equilibrio. Pero existía un fuerte inconveniente. El apelativo “social” significa que en este proceso participa una población, en lugar de un individuo, como exigía Markov en su modelo original. De esta manera, Markov introducía de forma implícita el supuesto de “homogeneidad de la población”. Se entiende por población homogénea aquel conjunto de individuos que se mueve con la misma frecuencia y de la misma manera. Sin embargo, parece improbable que todos los individuos tengan la misma predisposición a moverse, y menos aún que cada uno de los posibles estados de destino les reporte a todos ellos la misma oportunidad o atractivo. Alternativamente, la propuesta de desagregar la población en subpoblaciones más o menos homogéneas se ha encontrado con dos obstáculos. El primero de ellos es que la heterogeneidad está lejos de ser un conjunto de piezas que encajen perfectamente y, el segundo de ellos, que no se suele contar con datos lo suficientemente desagregados. La complejidad que encierra esta cuestión ha llevado en ocasiones a considerar una población homogénea bajo hipótesis. El modo de hacerlo es reemplazando las “probabilidades de transición individuales” por “probabilidades de transición promedio”. El problema radica en las fatales consecuencias que ello desencadena, en el caso de que la heterogeneidad sea apreciable. El efecto más conocido es que las probabilidades de transición dejan de ser constantes.

Junto con la homogeneidad de la población, otro de los supuestos fundamentales de las Cadenas de Markov es la presencia de homogeneidad temporal, lo que significa que las probabilidades de transición son constantes. De acuerdo con lo anterior, la heterogeneidad de la población contribuye adicionalmente a que las probabilidades de transición cambien en el tiempo, hasta el punto en que es imposible discernir en qué medida estas probabilidades varían por efecto de la heterogeneidad de la población y en qué proporción por la presencia de cambios en la estructura del sistema. Pensemos además que la homogeneidad temporal es uno de los pilares de las cadenas markovianas puesto que, en caso de no existir, la cadena nunca convergería hacia una distribución asintóticamente “estable”.

El supuesto de homogeneidad temporal es el más difícil de sostener, especialmente a largo plazo. Resulta difícil creer que las reglas del juego vayan a ser siempre las mismas, que el riesgo migratorio de un potencial migrante vaya a tener lugar en un sistema cerrado a posibles perturbaciones externas, o imponer al potencial emigrante que ignore por completo en su decisión los cambios que puedan producirse en las condiciones y oportunidades que le ofrezca cada destino (Hierro, 2002). La distinta evolución de los niveles de población, vacantes, calidad de vida o precios en el mercado inmobiliario sugiere que el individuo ha de diseñar en cada momento una estrategia migratoria coherente con esos cambios, en lugar de ignorarlos. Es pues conveniente manejar tal supuesto con cierta cautela y, si es posible, en un horizonte temporal de corto plazo, o a lo sumo de medio plazo.

Una propuesta alternativa a las Cadenas markovianas es el Método de Matrices Causativas Constantes. A pesar de su escasa difusión, esta técnica hace una propuesta innovadora. Su idea principal es que el riesgo con el que emigra un individuo, medido mediante las correspondientes probabilidades de transición, no es constante, sino que varía en el tiempo. Se trata pues de trabajar con lo que razonablemente parece constante en la cadena, que son las variaciones experimentadas por esas probabilidades. De este modo, el carácter estacionario de la cadena se traslada desde las probabilidades de transición hacia sus tasas de variación.

El segundo eje conductor del estudio de la movilidad geográfica es la “dinámica espacial”, que ofrece una descripción de los cambios en la

distribución espacial de los flujos del sistema. A diferencia de la dinámica temporal, que percibe el sistema como “conjunto”, la dinámica espacial entiende el sistema como una “red” de flujos interdependientes.

### 3. Definición y caracterización de las Matrices Causativas Constantes

Sea un sistema integrado por un número finito de regiones-estado,  $S$ , cada una de las cuales es simultáneamente origen y destino migratorio:  $S = \{1,2,3,\dots,n\}$ . La posición de este sistema en cada instante de tiempo define un proceso estocástico  $\{X_t; t=0,1,\dots\}$ , donde  $X_t=i$  significa que el sistema se encuentra en el estado-región  $i$  en el instante  $t$ .

Sea  $p_{ij}$  la probabilidad de que un individuo decida trasladarse a la región  $j$  en el instante  $t$ , sabiendo que ha residido en la región  $i$  en el instante  $t-1$ ; es posible organizar el conjunto de todas las probabilidades de transición entre los instantes  $t-1$  y  $t$  en una *matriz de transición en un sólo paso*,  $P_t$ :

$$\begin{aligned} P_t &= (p_{ij}; i,j \in S) & \forall t \in T \\ p_{ij} &= \text{prob}[X_t = j | X_{t-1} = i] & \forall i,j \in S \end{aligned} \quad (1)$$

Toda matriz de transición se caracteriza por ser “estocástica”, lo que significa en primer lugar que todos sus elementos toman valores no negativos y, en segundo lugar, que desde cada estado es posible alcanzar cualquier otro, incluido el suyo propio:

$$\begin{aligned} \text{i. } & p_{ij} \geq 0, \quad \forall i,j \in S \\ \text{ii. } & \sum_{j \in S} p_{ij} = 1, \quad \forall i \in S \end{aligned} \quad (2)$$

A continuación, vamos a suponer que existe una matriz constante  $C$ , a partir de la cual vamos a comparar la matriz de transición en el instante  $t+1$ ,  $P_{t+1}$ , con la correspondiente al instante  $t$ ,  $P_t$ , con el fin de cuantificar la variación experimentada por las probabilidades de transición en el transcurso del intervalo de tiempo  $(t,t+1)$ . Diremos entonces que  $C$  es una matriz causativa constante, caracterizada por ser de idéntica dimensión que  $P_t$  y  $P_{t+1}$  y por ser todos sus elementos constantes:

$$P_{t+1} = P_t \cdot C_{t,t+1}^D \quad (3)$$

$$P_{t+1} = C_{t,t+1}^I \cdot P_t \quad (4)$$

Existen dos tipos de matrices causativas atendiendo a su disposición en la ecuación. La primera de ellas viene recogida en la ecuación (3), y se conoce como “matriz causativa constante por la derecha”<sup>4</sup>, al venir colocada a la derecha de la matriz  $P_t$ . La ecuación (4) contiene una “matriz causativa constante por la izquierda”, ya que premultiplica a la matriz  $P_t$ .

Hemos de ser muy cuidadosos a la hora de decidir cuál de las dos matrices vamos a manejar. Por un lado, el empleo de una u otra es indistinto si lo que deseamos analizar es la dinámica temporal del sistema. La explicación está en que ambas matrices poseen idénticos autovalores que, como veremos más adelante, son los que permiten identificar la presencia o no de convergencia en el patrón migratorio. Por el contrario, en lo referente a la dinámica espacial,  $C_{t,t+1}^D$  describirá las ganancias en atractivo de las regiones de destino, mientras  $C_{t,t+1}^I$  en poder de expulsión de las regiones de origen.

Estas matrices presentan las dos siguientes propiedades:

i. “Sea una matriz de transición  $P_t$  no singular, entonces existe una matriz causativa constante  $C$ , que es única” (Pullman y Styán; 1973).

La manera de demostrarlo es despejando  $C$  de (3) o (4), según convenga:

$$\begin{aligned} C_{t,t+1}^D &= (P_t)^{-1} \cdot P_{t+1} \\ C_{t,t+1}^I &= P_{t+1} \cdot (P_t)^{-1} \end{aligned} \quad (5)$$

Según ambas expresiones, tenemos que para estimar  $C$  es necesario que la matriz  $P_t$  tenga una matriz inversa asociada, lo que equivale a decir que  $P_t$  ha de ser necesariamente una matriz no singular.

ii. “La matriz  $C$  no es necesariamente estocástica”

El término “necesariamente” se refiere a que  $C$  es una matriz cuyas filas suman la unidad y, sin embargo, no puede definirse como estocástica estrictamente, ya que sus elementos pueden ser negativos o bien rebasar la cota superior de la unidad. Pensemos que cada uno de sus elementos,  $c_{ij}$ , no es una probabilidad, sino una tasa, que como tal puede tomar cualquier valor real, negativo o positivo. Una propiedad que resulta de la suma unitaria de sus filas es que sus columnas suman de media la unidad.

---

<sup>4</sup> Los superíndices  $D$  e  $I$  incluidos en las ecuaciones (3) y (4) se corresponden con la notación inglesa *right-causative matrix* y *left-causative matrix*, respectivamente.

#### 4. Análisis estructural de un Sistema Migratorio mediante Matrices Causativas Constantes

El método de Matrices Causativas permite detectar posibles cambios en las directrices espaciales que rigen la estructura de un sistema migratorio como conjunto, esto es, la presencia de *cambios estructurales*. Si dicha estructura tiende a estabilizarse, diremos que el sistema converge. Si por el contrario es inestable, diremos que el sistema diverge. El valor de los autovalores asociados a cada matriz causativa nos revelará en cuál de las dos situaciones nos encontramos.

Atendiendo al valor de los diferentes autovalores, podemos distinguir dos casos:

##### **Caso 1: Convergencia del Sistema migratorio: $|\lambda_i| \leq 1, \forall i \in S$**

Si todos los autovalores de  $C$  son en valor absoluto menores o iguales a la unidad, entonces la Cadena de Markov no estacionaria converge hacia una distribución estacionaria, que atribuirá en el largo plazo proporciones estables de migrantes a cada estado-región. El segundo máximo autovalor, que denotamos como  $\lambda^{**}$ , indicará la velocidad a la que se producirá la convergencia del sistema; tal que cuanto más próximo esté tal autovalor de la unidad, mayor será la velocidad de convergencia" (Plane y Rogerson; 1986).

Si todos los autovalores toman valores iguales a la unidad, estaremos ante una situación de "*perfecta* estabilidad", o lo que es lo mismo, ante una cadena markoviana (estacionaria). Una cadena estacionaria es aquella que, a diferencia de la ergódica, no necesita alcanzar la distribución de equilibrio en el límite, puesto que la propia distribución inicial del sistema coincide con la distribución estacionaria. Esta situación se produce cuando  $C$  coincide con la matriz identidad  $I$ :  $C^D = C^I = I$ .

##### **Caso 2: Divergencia o inestabilidad del Sistema: $\lambda_i > 1, i \in S$**

Si del conjunto de autovalores obtenidos al menos uno supera la unidad, diremos que el sistema diverge, es decir, que las reglas del "juego migratorio" son cambiantes. Cuanto más alejado se encuentre el máximo autovalor de la unidad, mayor será el grado de desequilibrio del sistema.



## 5. Análisis espacial de las Migraciones interiores

Desde un punto de vista espacial, un sistema migratorio es el resultado de la interacción de todo un conjunto de flujos interregionales, que podemos denotar genéricamente como  $M_{ij}$  (número de emigrantes que salen de la región  $i$  con destino a la región  $j$ ). Ahora bien, estas corrientes migratorias pueden experimentar variaciones. Lo que se trata de averiguar es por qué.

Uno podría pensar que un posible aumento de  $M_{ij}$  tiene sencillamente su explicación en que la región  $j$  ha aumentado su atractivo relativo con respecto a  $i$ . Esta interpretación es si embargo reduccionista, puesto que pasa inadvertido lo que Plane y Rogerson (1986) denominan “efectos de dependencia interregional”.

Si volvemos al hipotético caso en que  $M_{ij}$  aumenta, la presencia de dependencias interregionales implica que tal aumento no tiene por qué deberse exclusivamente a la nueva distribución de oportunidades de  $i$  y  $j$  ( $j$  es ahora una región comparativamente más atractiva que  $i$ ), sino también a los cambios en la distribución de oportunidades de las restantes regiones competitivas ( $k \neq i, j$ ) con respecto a  $i$  y a  $j$ .

Para formalizar esta idea, Plane y Rogerson (1986) expresan los elementos de la matriz causativa en función de los elementos de la matriz adjunta asociada a la matriz de transición  $P_t$ . Su expresión es la siguiente:

$$\begin{aligned} c_{ij} &= \frac{\sum_{k \in S} (p_{kj}^{t+1} - p_{kj}^t) \cdot A_{ki}}{|P_t|}; & \forall i, j \in S; i \neq j \\ c_{ii} &= 1 + \frac{\sum_{k \in S} (p_{ki}^{t+1} - p_{ki}^t) \cdot A_{ki}}{|P_t|}; & \forall i \in S \end{aligned} \quad (6)$$

$A_{ki}$ : adjunto asociado a  $p_{ki}$

El elemento  $c_{ij}$  se interpreta en estos términos 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. A continuación, vamos a desarrollar la expresión (6) y a servirnos de distintos escenarios para entender mejor su contenido:

$$c_{ij} = \frac{(p_{1j}^{t+1} - p_{1j}^t) \cdot A_{1i} + (p_{2j}^{t+1} - p_{2j}^t) \cdot A_{2i} + \dots + (p_{ij}^{t+1} - p_{ij}^t) \cdot A_{ii} + \dots + (p_{nj}^{t+1} - p_{nj}^t) \cdot A_{ni}}{|P_t|} \quad \forall i, j \in S; i \neq j \quad (7)$$

En primer lugar, debemos apuntar que los elementos de la diagonal principal de la matriz adjunta,  $A_{ii}$ , toman valores positivos, e indican el grado de movilidad de cada región  $i$  con respecto a las restantes regiones<sup>5</sup>, tal que cuanto mayor es su valor, mayor es el poder de expulsión de esa región con respecto a las restantes regiones. Por otro lado, los restantes elementos de la matriz adjunta toman generalmente valores negativos (Plane y Rogerson, 1986). Cada uno de ellos,  $A_{ki}$ , representa la relación de  $k$  con respecto a  $i$ , tal que cuanto mayor es  $A_{ki}$  en valor absoluto, más fuertes son los vínculos migratorios entre las regiones  $k$  e  $i$ .

A continuación presentamos los tres siguientes escenarios:

**Escenario 1:**  $(p_{kj}^{t+1} - p_{kj}^t) = 0, (p_{ij}^{t+1} - p_{ij}^t) \neq 0, \forall k \in S, k \neq i$

Nos encontramos ante un caso en el que las regiones competitivas desempeñan un papel neutral en el atractivo relativo de la región  $j$ . Por lo tanto, a la región  $i$  se le atribuye íntegramente el mayor o menor atractivo adquirido por la región  $j$ . En tal caso, la ecuación (7) queda reducida a la siguiente:

$$c_{ij} = \frac{(p_{ij}^{t+1} - p_{ij}^t) \cdot A_{ii}}{|P_t|} \quad \forall i, j \in S; i \neq j \quad (8)$$

Nos referimos a este caso en la introducción, cuando comentamos que los modelos de regresión de tipo “cross-section” no incorporan efectos de dependencia interregional. Pero después de todo lo comentado hasta el momento, parece improbable que esta situación llegue a producirse, en especial cuando el sistema esté integrado por un número suficiente de regiones. Es posible que en algunos casos las interdependencias sean débiles, pero aún así estarán presentes.

**Escenario 2:**  $(p_{ij}^{t+1} - p_{ij}^t) > 0$  y  $(p_{kj}^{t+1} - p_{kj}^t) > 0 \forall k \in S, k \neq i$

---

<sup>5</sup> La correspondiente matriz causativa constante por la izquierda,  $C^l$ , nos dirá si ese poder de expulsión ha aumentado o disminuido con respecto al inicio del periodo.

Este es el caso en el que el riesgo de emigrar con destino a la región  $j$  ha aumentado desde todas las posibles regiones de origen. Como consecuencia, la contribución de  $i$  en el atractivo relativo de  $j$  se ve compensado por la acción de las restantes regiones competitivas. Así pues, tendremos que el valor de  $c_{ij}$  será menor en este caso que en el anterior. Si echamos de nuevo un vistazo a la ecuación (7), observamos que al término correspondiente al adjunto  $A_{ji}$  se le descuentan los restantes términos del numerador.

**Escenario 3:**  $(p_{ij}^{t+1} - p_{ij}^t) > 0$  y  $(p_{kj}^{t+1} - p_{kj}^t) < 0$ ,  $\forall k \in S, k \neq i$

Este caso describe la situación en la que la región  $j$  solamente aumenta su atractivo relativo con respecto a la región  $i$ , mientras que lo aminora con respecto a las restantes regiones. Si volvemos de nuevo a la ecuación (7), observamos que los términos del numerador asociados a las regiones competitivas toman en este caso valores positivos. De este modo, la contribución positiva de  $i$  se ve reforzada, en lugar de compensada.

Desde un punto de vista eminentemente práctico, existe una manera mucho más inmediata de evaluar los cambios sucedidos en el poder de las regiones para atraer inmigrantes. Es tan sencillo como sumar los elementos de cada columna de la matriz causativa. Los valores superiores a la unidad serán indicativos de un mayor atractivo de esa región con respecto a las restantes regiones, mientras que los valores inferiores a la unidad reflejarán lo contrario.

$$\xi_j = \sum_{i \in S} c_{ij} = 1 + \left[ \frac{\sum_{k \in S} \left( (p_{kj}^{t+1} - p_{kj}^t) \cdot \sum_{i \in S} A_{ki} \right)}{|P_t|} \right]; \quad \forall j \in S \quad (9)$$

## 6. Dinámica temporal y espacial del Sistema migratorio español

Este apartado está dedicado a caracterizar la dinámica migratoria en España desde el año 1986 hasta el 2001 mediante dos técnicas: una Cadena de Markov en tiempo discreto y un conjunto de matrices causativas constantes.

De entre las distintas fuentes demográficas modernas de que disponemos en España sobre migraciones interiores, hemos optado por la Estadística de Variaciones Residenciales (INE). La elección de esta fuente se debe a que, a diferencia de Censos y Padrones, proporciona datos anuales. Otra opción a considerar podría haber sido la Encuesta de Migraciones publicada por la EPA,

que proporciona igualmente datos con periodicidad anual. El motivo que nos ha llevado a descartarla es que esta encuesta limita el estudio a flujos por grandes zonas de España, en lugar de por regiones, a lo que se añade el alto error de muestreo que arroja, especialmente a partir del cambio metodológico de 1986.

Los datos que vamos a manejar consisten en 16 matrices de origen y destino de la emigración. En cada una, las filas y columnas representan una Autonomía española, lo que significa que la cadena va a ser finita. El paso siguiente es la construcción de las 16 matrices de transición asociadas. Para pasar de frecuencias absolutas a probabilidades de transición, vamos a mantener dos de los supuestos fundamentales de las Cadenas markovianas. El primero de ellos es el carácter markoviano de la cadena<sup>6</sup>. Este supuesto nos va a facilitar extraordinariamente la estimación de las probabilidades de transición. El segundo supuesto es la homogeneidad de la población<sup>7</sup>.

Bajo ambos supuestos, la estimación máximo-verosímil de las probabilidades de transición es  $\hat{p}_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i} \forall i, j \in S$ , donde  $n_{ij}$  representa el número de emigrantes que parte de la región  $i$  con destino a la región  $j$ , y  $n_i$  es el total de salidas desde la región  $i$ .

El cuanto al supuesto de homogeneidad temporal, vamos a considerar dos situaciones alternativas. En la primera, propondremos una Cadena markoviana convencional, en la que las probabilidades de transición son constantes. En la segunda, relajaremos el supuesto de homogeneidad temporal y lo trasladaremos a la variación de las probabilidades de transición previamente estimadas.

---

<sup>6</sup> La utilización de la noción de “cadena” en lugar de “proceso” se debe a que el conjunto de estados es discreto ( $n=17$ ).

<sup>7</sup> Uno de los modelos más conocidos que pone en tela de juicio el carácter markoviano de una cadena en procesos de movilidad social es el llamado *Modelo Mover-Stayer*. Se dice que un individuo es *Stayer* cuando permanece indefinidamente en su localización inicial, mientras que será *Mover* si cambia de residencia al menos una vez a lo largo de su vida. Si  $M_{ij}$  incluye simultáneamente el total de *Stayers* en la región  $i$  y la población que se mueve dentro de  $i$  (*Movers* en  $i$ ), la estimación de  $p_{ij}$  mediante el método convencional promediará individuos heterogéneos en su tasa de movilidad (Blumen, Kogan, McCarthy; 1955). Como en nuestro caso los *Stayers* no han sido incluidos, podemos suponer que el efecto de la heterogeneidad de la población será mucho más moderado.

## 6.1. Una Cadena de Markov en tiempo discreto

Las dos principales utilidades de una Cadena markoviana son la realización de proyecciones y la obtención de la distribución asintótica o de equilibrio. Si por ejemplo queremos obtener las probabilidades de transición al cabo de  $n$  instantes, elevaremos a la  $n$ -ésima potencia la matriz de transición en un sólo paso:

$$P_{t,t+n} = [P_t]^n \quad \forall t \in T \quad (14)$$

Debemos precisar que esta expresión es únicamente válida cuando las probabilidades de transición permanecen constantes. De lo contrario, nuestras estimaciones se desviarán de la verdadera matriz de transición.

El primer paso debe de ser, por lo tanto, comprobar si las probabilidades de transición han sufrido cambios en los últimos años como resultado de cambios estructurales de entidad, para lo cual vamos a estimar  $P_{1986,2001}$  bajo dos escenarios distintos.

En el primero, supongamos que nos encontramos en el año 1986 y queremos realizar una proyección de 16 años. En tal caso, aproximaríamos  $P_{1986,2001}$  mediante la estimación  $[P_{1986}]^{16}$ . Al obtener que todas las filas son prácticamente idénticas (ver cuadro 1), deducimos que la probabilidad de emigrar a cualquier región española en el año 2001 es independiente de la región en la que se residía inicialmente, en el año 1986. Se dice entonces que la distribución final es independiente de la distribución inicial del sistema y que, por lo tanto, la cadena ha alcanzado la distribución estacionaria o de equilibrio.

Cuadro 1: Estimación de  $P_{1986-2001}$  a partir de una Cadena markoviana

|          | Andal. | Arag. | Astur. | Balear. | Canar. | Cant. | C. La M. | C. Y L. | Catal. | C. Val. | Extrem. | Galicia | Madrid | Murcia | Navarra | P. Vasco | Rioja |
|----------|--------|-------|--------|---------|--------|-------|----------|---------|--------|---------|---------|---------|--------|--------|---------|----------|-------|
| Andal.   | 0,137  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,096  | 0,009 | 0,039    | 0,052   | 0,119  | 0,128   | 0,024   | 0,027   | 0,204  | 0,028  | 0,014   | 0,035    | 0,008 |
| Arag.    | 0,137  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,096  | 0,009 | 0,039    | 0,053   | 0,119  | 0,128   | 0,024   | 0,027   | 0,204  | 0,028  | 0,014   | 0,035    | 0,008 |
| Astur.   | 0,136  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,096  | 0,009 | 0,039    | 0,053   | 0,117  | 0,127   | 0,024   | 0,028   | 0,206  | 0,028  | 0,014   | 0,035    | 0,008 |
| Balear.  | 0,137  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,096  | 0,009 | 0,039    | 0,052   | 0,119  | 0,129   | 0,024   | 0,027   | 0,204  | 0,028  | 0,014   | 0,035    | 0,008 |
| Canar.   | 0,137  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,098  | 0,009 | 0,039    | 0,053   | 0,117  | 0,127   | 0,024   | 0,027   | 0,205  | 0,028  | 0,014   | 0,035    | 0,008 |
| Cant.    | 0,136  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,096  | 0,009 | 0,039    | 0,053   | 0,117  | 0,127   | 0,024   | 0,027   | 0,206  | 0,028  | 0,015   | 0,035    | 0,008 |
| C. La M. | 0,137  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,096  | 0,009 | 0,039    | 0,053   | 0,118  | 0,129   | 0,024   | 0,027   | 0,205  | 0,028  | 0,014   | 0,035    | 0,008 |
| C. Y L.  | 0,137  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,096  | 0,009 | 0,039    | 0,053   | 0,118  | 0,127   | 0,024   | 0,027   | 0,205  | 0,028  | 0,014   | 0,035    | 0,008 |
| Catal.   | 0,138  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,096  | 0,009 | 0,039    | 0,052   | 0,120  | 0,128   | 0,024   | 0,027   | 0,204  | 0,028  | 0,014   | 0,035    | 0,008 |
| C. Val.  | 0,137  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,096  | 0,009 | 0,039    | 0,052   | 0,118  | 0,131   | 0,024   | 0,027   | 0,203  | 0,028  | 0,014   | 0,034    | 0,008 |
| Extrem.  | 0,137  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,096  | 0,009 | 0,039    | 0,053   | 0,118  | 0,128   | 0,024   | 0,027   | 0,205  | 0,028  | 0,014   | 0,035    | 0,008 |
| Galicia  | 0,137  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,097  | 0,009 | 0,039    | 0,053   | 0,117  | 0,127   | 0,024   | 0,027   | 0,206  | 0,028  | 0,014   | 0,035    | 0,008 |
| Madrid   | 0,137  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,096  | 0,009 | 0,039    | 0,053   | 0,118  | 0,128   | 0,024   | 0,027   | 0,206  | 0,028  | 0,014   | 0,035    | 0,008 |
| Murcia   | 0,137  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,096  | 0,009 | 0,039    | 0,052   | 0,118  | 0,130   | 0,024   | 0,027   | 0,204  | 0,028  | 0,014   | 0,035    | 0,008 |
| Navarra  | 0,137  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,095  | 0,009 | 0,039    | 0,053   | 0,118  | 0,127   | 0,024   | 0,027   | 0,205  | 0,028  | 0,015   | 0,036    | 0,008 |
| P. Vasco | 0,137  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,096  | 0,009 | 0,039    | 0,053   | 0,118  | 0,127   | 0,024   | 0,027   | 0,205  | 0,028  | 0,015   | 0,035    | 0,008 |
| Rioja    | 0,137  | 0,030 | 0,015  | 0,035   | 0,096  | 0,009 | 0,039    | 0,053   | 0,118  | 0,127   | 0,024   | 0,027   | 0,205  | 0,028  | 0,015   | 0,035    | 0,008 |

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

En el segundo escenario, nos encontramos en el año actual, de modo que disponemos de toda la secuencia de matrices de transición desde el año 1986 hasta el año 2001. Podemos entonces obtener la verdadera matriz observada  $P_{1986,2001}$ , multiplicando una a una las 16 matrices de transición, es decir,  $P_{1986} \cdot P_{1987} \cdot \dots \cdot P_{2000} \cdot P_{2001}$  (cuadro 2). Observamos de nuevo que las filas son prácticamente idénticas. Sin embargo, los porcentajes de población emigrante asignados a cada Autonomía no son exactamente los mismos, lo que confirma la presencia de cambios estructurales en el transcurso de estos 16 años. Esta última matriz asigna los mayores porcentajes de población emigrante hacia Cataluña (19,6%), Andalucía (14,7%), Comunidad Valenciana (14,1%) y Madrid (12,5%). Los porcentajes más bajos recaen sobre La Rioja (0,7%)<sup>8</sup>, Extremadura (1,4%), Asturias (1,4%) y Cantabria (1,5%).

Cuadro 2: Matriz observada  $P_{1986-2001}$

|          | Andal. | Arag. | Astur. | Balear. | Canar. | Cant. | C. La M. | C. Y L. | Catal. | C. Val. | Extrem. | Galicia | Madrid | Murcia | Navarra | P. Vasco | Rioja |
|----------|--------|-------|--------|---------|--------|-------|----------|---------|--------|---------|---------|---------|--------|--------|---------|----------|-------|
| Andal.   | 0,147  | 0,020 | 0,014  | 0,050   | 0,070  | 0,015 | 0,042    | 0,040   | 0,196  | 0,141   | 0,014   | 0,044   | 0,125  | 0,025  | 0,016   | 0,034    | 0,007 |
| Arag.    | 0,145  | 0,020 | 0,014  | 0,050   | 0,069  | 0,015 | 0,042    | 0,041   | 0,197  | 0,141   | 0,014   | 0,044   | 0,125  | 0,025  | 0,017   | 0,035    | 0,007 |
| Astur.   | 0,144  | 0,020 | 0,016  | 0,050   | 0,072  | 0,016 | 0,042    | 0,042   | 0,185  | 0,139   | 0,014   | 0,048   | 0,128  | 0,025  | 0,017   | 0,036    | 0,007 |
| Balear.  | 0,147  | 0,020 | 0,014  | 0,050   | 0,069  | 0,015 | 0,042    | 0,040   | 0,195  | 0,142   | 0,014   | 0,044   | 0,125  | 0,025  | 0,016   | 0,034    | 0,007 |
| Canar.   | 0,146  | 0,020 | 0,015  | 0,050   | 0,074  | 0,015 | 0,042    | 0,041   | 0,186  | 0,139   | 0,014   | 0,047   | 0,127  | 0,025  | 0,017   | 0,035    | 0,007 |
| Cant.    | 0,143  | 0,020 | 0,015  | 0,050   | 0,071  | 0,017 | 0,042    | 0,043   | 0,185  | 0,139   | 0,014   | 0,047   | 0,128  | 0,025  | 0,018   | 0,037    | 0,007 |
| C. La M. | 0,145  | 0,020 | 0,015  | 0,050   | 0,070  | 0,015 | 0,043    | 0,041   | 0,190  | 0,143   | 0,014   | 0,044   | 0,127  | 0,025  | 0,017   | 0,034    | 0,007 |
| C. Y L.  | 0,144  | 0,020 | 0,015  | 0,050   | 0,071  | 0,016 | 0,042    | 0,042   | 0,188  | 0,141   | 0,014   | 0,046   | 0,128  | 0,025  | 0,017   | 0,035    | 0,007 |
| Catal.   | 0,146  | 0,020 | 0,014  | 0,050   | 0,068  | 0,014 | 0,041    | 0,040   | 0,208  | 0,139   | 0,014   | 0,043   | 0,123  | 0,025  | 0,016   | 0,033    | 0,007 |
| C. Val.  | 0,146  | 0,020 | 0,014  | 0,050   | 0,069  | 0,015 | 0,042    | 0,040   | 0,191  | 0,147   | 0,014   | 0,043   | 0,126  | 0,026  | 0,016   | 0,034    | 0,007 |
| Extrem.  | 0,145  | 0,020 | 0,015  | 0,050   | 0,070  | 0,015 | 0,042    | 0,041   | 0,192  | 0,141   | 0,014   | 0,045   | 0,127  | 0,025  | 0,017   | 0,035    | 0,007 |
| Galicia  | 0,144  | 0,020 | 0,015  | 0,050   | 0,074  | 0,015 | 0,042    | 0,042   | 0,186  | 0,138   | 0,014   | 0,050   | 0,127  | 0,025  | 0,017   | 0,035    | 0,007 |
| Madrid   | 0,145  | 0,020 | 0,015  | 0,050   | 0,070  | 0,015 | 0,043    | 0,041   | 0,187  | 0,142   | 0,014   | 0,045   | 0,128  | 0,025  | 0,017   | 0,035    | 0,007 |
| Murcia   | 0,146  | 0,020 | 0,014  | 0,050   | 0,070  | 0,015 | 0,042    | 0,041   | 0,191  | 0,144   | 0,014   | 0,044   | 0,126  | 0,025  | 0,016   | 0,034    | 0,007 |
| Navarra  | 0,143  | 0,021 | 0,015  | 0,049   | 0,069  | 0,016 | 0,042    | 0,042   | 0,189  | 0,139   | 0,014   | 0,045   | 0,126  | 0,025  | 0,020   | 0,038    | 0,008 |
| P. Vasco | 0,144  | 0,020 | 0,015  | 0,050   | 0,070  | 0,016 | 0,042    | 0,042   | 0,187  | 0,140   | 0,014   | 0,046   | 0,127  | 0,025  | 0,018   | 0,036    | 0,007 |
| Rioja    | 0,144  | 0,020 | 0,015  | 0,050   | 0,070  | 0,016 | 0,042    | 0,042   | 0,189  | 0,140   | 0,014   | 0,045   | 0,127  | 0,025  | 0,019   | 0,037    | 0,007 |

Fuente: Elaboración propia a partir del *Anuario Estadístico de España* (INE), años 1986 a 2001.

Debemos puntualizar que la discrepancia entre ambas distribuciones no es considerable (ver nota 8), lo que significa que el papel desempeñado por los cambios estructurales ha sido discreto. Esto es así con la excepción de las Autonomías de Cataluña y Madrid, donde esa diferencia asciende a cerca de 8 puntos porcentuales. En el caso de Cataluña, la primera distribución estima a la

<sup>8</sup> Las distribuciones asintóticas que contienen algún cero indican la presencia de estados de tipo *transitorio* en el sistema. Se dice que un estado es *transitorio* cuando la probabilidad de retornar a él se hace cero en el infinito. Hemos considerado que el estado de La Rioja no es *transitorio* en tanto que el tercer decimal es distinto de cero. Sin embargo, su proximidad a este valor indica que la probabilidad de retornar a La Rioja, una vez emigrado desde allí, es prácticamente nula.

baja la verdadera proporción observada, lo que parece apuntar hacia una elevada heterogeneidad en ese estado. Lo contrario sucede en Madrid, lo que indica que los cambios estructurales han sido el principal motivo de esa diferencia.

Si tomamos únicamente la matriz de transición del año 2001, tenemos que la distribución estacionaria o de equilibrio es la que se muestra en el cuadro 3.

Cuadro 3: Distribución de equilibrio de la Cadena de Markov con matriz de transición  $P_{2001}$

|               |       |
|---------------|-------|
| Cataluña      | 0,216 |
| C. Valenciana | 0,146 |
| Andalucía     | 0,143 |
| Madrid        | 0,124 |
| Canarias      | 0,055 |
| Baleares      | 0,048 |
| C. La Mancha  | 0,042 |
| Galicia       | 0,042 |
| C. Y León     | 0,038 |
| País Vasco    | 0,035 |
| Murcia        | 0,024 |
| Aragón        | 0,022 |
| Navarra       | 0,017 |
| Cantabria     | 0,015 |
| Extremadura   | 0,013 |
| Asturias      | 0,013 |
| Rioja         | 0,007 |

Fuente: elaboración propia.

En ella, las regiones de Cataluña, la Comunidad Valenciana, Andalucía y Madrid van a polarizar el 63 por ciento de los flujos migratorios en el largo plazo. Otro 10,3 por ciento de esos flujos interiores irá a parar a los dos archipiélagos. La Rioja, Asturias, Extremadura, Cantabria y Navarra se quedarán a la cola de la distribución, con porcentajes inferiores al 2 por ciento.

El caso de La Rioja debe ser motivo de atención, puesto que aparece como la región más perjudicada por el efecto de la emigración (ver nota 9).

## 6.2. Análisis estructural del Sistema y grado de movilidad de las regiones

Con el propósito de simplificar el siguiente estudio, hemos considerado oportuno delimitar cuatro periodos de tiempo de idéntica duración: 1986-1989, 1990-1993, 1994-1997 y 1998-2001. El paso siguiente ha sido estimar las cuatro matrices de transición correspondientes a cada uno de esos periodos, a

partir de las cuales se han obtenido tres matrices causativas constantes, cuyos autovalores asociados vienen recogidos en el cuadro 4.

Cuadro 4: Autovalores obtenidos para las matrices causativas 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.

Los máximos autovalores de las dos primeras matrices causativas (2,472 y 2,139) revelan un grado de inestabilidad muy elevado en el patrón migratorio español. Por el contrario, el máximo autovalor por valor de 1 indica el comienzo de un proceso de convergencia durante el periodo 1998-2001, con respecto al periodo 1994-1997. Debemos precisar que por convergencia no se entiende la aproximación de las regiones con menor riesgo migratorio hacia aquellas con un riesgo migratorio mayor, sino la tendencia hacia un sistema migratorio en el que los criterios de reparto de los flujos migratorios tienden a mantenerse. El hecho de que el segundo máximo autovalor, de 0,307, esté lejos de la unidad indica que el ritmo de convergencia es muy lento. Recordemos que para que exista perfecta estabilidad, que es el caso de las Cadenas Markovinas, es necesario que todos los autovalores sean 1. Podemos concluir entonces que, al menos para los periodos de tiempo delimitados, las Cadenas markovianas no se adaptan fielmente a las directrices de reparto de este sistema. Este mismo ejercicio se realizó inicialmente con periodos de duración anual, y todos los máximos autovalores resultaron ser superiores a 1, aunque su tendencia decreciente apuntaba hacia un posible proceso de convergencia en años próximos.



Cuadro 5: Autovalores de la diagonal  $A_{ii}$  asociados a la matriz  $P_t$

| 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.

Con lo que respecta al grado de movilidad (cuadro 5), Castilla-La Mancha es la de mayor poder de expulsión de emigrantes durante los tres primeros periodos, y Extremadura durante el cuarto periodo. Cataluña es, por el contrario, la región con menor grado de expulsión de población en todos los periodos.

### 6.3. Ganancias en atractivo relativo y en movilidad relativa

Manteniendo la delimitación temporal anterior, vamos a examinar con detalle las tres matrices causativas constantes por la derecha que hemos obtenido. Nótese que las filas de todas las matrices causativas suman la unidad y, sin embargo, no son estocásticas. Por otra parte, en la parte inferior de cada una de ellas hemos añadido tres filas. La primera de ellas, que indicamos como (1)+(2), ha sido obtenida a partir de la suma de los elementos de cada columna, y es un indicador de la ganancia (positiva o negativa) en atractivo relativo de cada región con respecto al resto del sistema. A la hora de interpretar su valor, nos hemos encontrado con el inconveniente de que el notable y sostenido crecimiento de la movilidad interior dentro de cada región (los elementos de la diagonal principal superan la unidad en la mayoría de los estados) no nos permitía evaluar en qué medida la movilidad interregional (o de larga distancia) había contribuido en esas ganancias. Eso nos ha llevado a desglosar esa cifra en la aportación de los desplazamientos de corta distancia (1), es decir  $c_{ii}$ , y en la contribución de los desplazamientos de larga distancia (2),  $\sum_{j \neq i} c_{ji}$ .

La primera matriz (cuadro 6) permite comparar los cambios en la redistribución de los flujos migratorios a principio de los años 90 con respecto a finales de los años 80.

Cuadro 6: Matriz causativa constante por la derecha  $C^D_{1986,89-1990,93}$

|          | 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       |
| 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       |
| 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        |
| 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        |
| 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        |
| 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       |
| 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       |
| 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       | 0,337        | 0,005        | -0,025       | -0,226       | -0,010       |
| Catal.   | -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       |
| 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       |
| 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       |
| 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       |
| 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        |
| 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        |
| 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       |
| 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       |
| 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)+(2)  | <b>0,035</b> | <b>0,919</b> | <b>1,157</b> | <b>0,676</b> | <b>0,259</b> | <b>1,318</b> | <b>2,102</b> | <b>0,891</b> | <b>-0,478</b> | <b>0,439</b> | <b>1,643</b> | <b>1,273</b> | <b>2,226</b> | <b>1,359</b> | <b>1,368</b> | <b>0,419</b> | <b>1,392</b> |
| (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.

En líneas generales, el predominio de los valores de signo negativo en todas las regiones es señal del dominio de las pérdidas sobre las ganancias. De las 9 regiones que ganan poder de atracción con respecto al sistema, ninguna de ellas lo consigue simultáneamente en sus dos componentes. Este resultado permite extraer dos conclusiones. La primera es que las ganancias se obtienen por el mayor “gancho” de los desplazamientos cortos y, la segunda, que pierden interés los desplazamientos de larga distancia, a pesar del inicio de la crisis a comienzo de los años 90. La única autonomía que suscita mayor interés en otras regiones, y además de manera notable, es Madrid (1,687), debido a que regiones como Castilla-La Mancha (1,635), Extremadura (0,523) y Castilla y León (0,337), desalentadas por la mala situación coyuntural, ven restablecidos sus flujos de salida hacia la capital española.

Con el inicio de un periodo de recuperación económica a partir del año 1994 (ver cuadro 7), las autonomías que sufren mayores pérdidas de atractivo como receptoras son Cataluña (0,116), la Comunidad Valenciana (0,232) y Madrid (0,323). El restablecimiento de una coyuntura económica favorable desalienta a extremeños, castellano-manchegos, castellano-leoneses y andaluces a desplazarse a los tradicionales centros de empleo.

Cuadro 7: Matriz causativa constante por la derecha C<sup>D</sup><sub>1990,93-1994,97</sub>

|          | Andal.       | Arag.        | Astur.       | Baleár.      | 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       | 0,000        | 0,017        | 0,003        | -0,002       | -0,003       | -0,002       | 0,000        |
| 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        | 0,021        | 0,008        | -0,010       | 0,015        |
| Astur.   | 0,032        | 0,001        | 0,998        | -0,005       | 0,066        | 0,010        | 0,008        | -0,084       | 0,021        | 0,003        | 0,000        | -0,030       | -0,017       | 0,003        | 0,004        | -0,009       | -0,001       |
| Baleár.  | -0,518       | 0,005        | 0,015        | 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       |
| Canar.   | -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       |
| 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        | 0,004        | 0,043        | -0,010       |
| C. La 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       |
| 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       |
| 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       |
| 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       |
| 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       |
| 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       |
| 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       |
| 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        |
| 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       |
| 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       | -0,008       | -0,009       | -0,052       | 1,306        | 0,002        |
| 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        | 0,066        | 0,213        | 1,440        |
| (1)+(2)  | <b>0,678</b> | <b>0,727</b> | <b>1,029</b> | <b>1,680</b> | <b>1,561</b> | <b>1,201</b> | <b>0,943</b> | <b>0,885</b> | <b>0,116</b> | <b>0,232</b> | <b>1,307</b> | <b>1,068</b> | <b>0,323</b> | <b>1,118</b> | <b>1,196</b> | <b>1,508</b> | <b>1,429</b> |
| (1)      | 1,188        | 0,891        | 0,998        | 2,111        | 1,267        | 1,139        | 1,430        | 1,437        | 1,370        | 1,343        | 1,563        | 1,154        | 1,018        | 1,209        | 1,195        | 1,306        | 1,440        |
| (2)      | -0,510       | -0,164       | 0,031        | -0,431       | 0,293        | 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 1990 a 1997.

Si ponemos el periodo 1998-2001 en relación el periodo 1994-1997 (cuadro 8), observamos que el papel destacado de los desplazamientos cortos se resiente y que la contribución de los desplazamientos largos se vuelve positiva en un gran número de regiones.

El mayor impulso procedente de los desplazamientos largos lo recibe Andalucía por parte de castellano-manchegos, baleares y extremeños.

Cuadro 8: Matriz causativa constante por la derecha, C<sup>D</sup><sub>1994,97-1998,2001</sub>

|          | Andal.       | Arag.        | Astur.       | Baleár.      | 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        |
| 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       |
| 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        |
| Baleár.  | 0,159        | 0,001        | 0,003        | 0,824        | -0,031       | 0,002        | 0,016        | 0,005        | -0,010       | -0,024       | 0,020        | 0,013        | 0,032        | -0,012       | 0,002        | 0,000        | 0,001        |
| Canar.   | 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        |
| 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        |
| C. La 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        |
| 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        |
| 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        |
| 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        |
| 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        |
| 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        |
| 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       |
| Murcia   | 0,027        | -0,007       | -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        |
| 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       |
| 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       |
| 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)+(2)  | <b>1,466</b> | <b>1,077</b> | <b>0,839</b> | <b>1,188</b> | <b>0,778</b> | <b>0,890</b> | <b>0,864</b> | <b>0,854</b> | <b>0,876</b> | <b>1,406</b> | <b>0,646</b> | <b>0,966</b> | <b>0,740</b> | <b>1,033</b> | <b>1,036</b> | <b>1,072</b> | <b>1,269</b> |
| (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 1994 a 2001.

Las dos autonomías españolas más perjudicadas por la menor afluencia de inmigrantes de otras autonomías son Madrid y Cataluña. En el caso de Madrid, sucede algo similar al periodo anterior. Las regiones tradicionalmente

expulsoras de emigrantes (las dos Castillas y Extremadura) se contagian del buen ritmo de crecimiento de sus economías y frenan sus salidas. La matriz causativa constante por la izquierda permite confirmar esta pauta de comportamiento migratorio, señalada por Puyol (1997).

Cuadro 9: Matriz causativa constante por la izquierda,  $C^l_{1994,97-1998,2001}$

|          | Andal.       | Arag.        | Astur.       | Balear.      | Canar.        | Cant.        | C. La M.      | C. Y L.       | Catal.       | C. Val.      | Extrem.       | Galicia      | Madrid       | Murcia       | Navarra      | P. Vasco     | Rioja        |   |
|----------|--------------|--------------|--------------|--------------|---------------|--------------|---------------|---------------|--------------|--------------|---------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|---|
| Andal.   | 1,012        | 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       | -0,004       | 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. La 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        | -0,252        | -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        | -0,045        | 0,034        | -0,152        | -0,056        | 0,017        | 0,041        | -0,097        | -0,001       | 0,250        | -0,005       | 0,957        | -0,097       | 0,140        | 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)  | <b>1,416</b> | <b>1,014</b> | <b>0,630</b> | <b>1,827</b> | <b>-0,027</b> | <b>1,281</b> | <b>-2,530</b> | <b>-0,274</b> | <b>1,365</b> | <b>1,875</b> | <b>-1,569</b> | <b>0,781</b> | <b>7,292</b> | <b>0,330</b> | <b>0,761</b> | <b>1,056</b> | <b>1,771</b> |   |
| (1)      | 1,012        | 1,027        | 0,805        | 0,865        | 0,695         | 0,945        | 0,488         | 0,894         | 1,114        | 1,076        | 0,402         | 0,855        | 1,754        | 0,928        | 0,957        | 1,070        | 1,344        |   |
| (2)      | 0,404        | -0,013       | -0,175       | 0,962        | -0,722        | 0,336        | -3,018        | -1,168        | 0,251        | 0,799        | -1,971        | -0,073       | 5,538        | -0,597       | -0,196       | -0,013       | 0,428        |   |

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

En el cuadro 9 se observa que Castilla-La Mancha (-2,530), Extremadura (-1,569) y Castilla y León (-0,274) son, junto con Canarias, los únicos territorios autonómicos que pierden poder de expulsión de emigrantes. Si nos fijamos en la columna obtenida para Castilla-La Mancha, advertimos que las salidas hacia todas las regiones españolas se aminoran, especialmente hacia Madrid (-0,432) y la Comunidad Valenciana (-0,252). La movilidad hacia municipios del propio territorio es la única en esquivar ese efecto. En sentido opuesto, las poblaciones de Madrid, la Comunidad Valenciana y Baleares no ven menguada su movilidad hacia ninguna región española.

## 7. Conclusiones

Una correcta aplicación de las Cadenas markovianas al análisis de la movilidad geográfica debería valorar *a priori* hasta qué punto el supuesto de homogeneidad temporal es consistente. Asimismo, el efecto de las dependencias interregionales sobre el poder de captación de inmigrantes y la capacidad para retener población es una cuestión demasiado relevante como para dejarla pasar inadvertida. En nuestro estudio de la dinámica migratoria

interior en España desde el año 1986 hasta el año 2001, hemos obtenido evidencia de la presencia de cambios estructurales que, aunque de reducida entidad, nos ha motivado a relajar el supuesto de homogeneidad temporal a través del método de Matrices Causativas Constantes.

## 7. Bibliografía

- Blumen, I., Kogan, M. y McCarthy, P.J. (1955): *The industrial Mobility of Labour as a Probability Process*. Cornell Studies of Industrial and Labor Relations, vol. 6. Ithaca, N.Y.: Cornell University.
- Ginsberg, R.B. (1972): "Critique of Probabilistic Models: Application of the Semi-Markov-Model to Migration", *Journal of the Mathematical Sociology*, Vol.2, pp. 63-82.
- Hierro, M. (2002): "Revisión Crítica de algunos Modelos Dinámicos aplicados al Análisis de la Movilidad Social", *Documento de Trabajo DTEE 02/06, Alcalá de Henares (Madrid)*.
- McFarland, D.D. (1970): "Intragenerational Social Mobility as a Markov Process: including a Time-Stationary Markovian Model that explains observed declines in mobility rates over time", *American Sociological Review*, vol. 35, pp. 463-475.
- Plane, D.A. y Rogerson, P.A. (1986): "Dynamic Flow Modeling with Interregional Dependency Effects: an application to structural change in the U.S. Migration System", *Demography*, Vol. 23, núm. 1, pp. 91-104.
- Plane, D.A. y Rogerson, P.A. (1994): *The Geographical Analysis of Population*, John Wiley and Sons, London.
- 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, pp. 279-285.
- Puyol, R. (1997): *Dinámica de la Población en España. Cambios demográficos en el último cuarto de siglo XX*. Síntesis, Madrid.

