

UN ESTUDIO MEDIANTE CADENAS DE MARKOV DE LA DINÁMICA DE LOS MOVIMIENTOS MIGRATORIOS INTERTERRITORIALES EN ESPAÑA (1990-2003) DESDE UN PLANTEAMIENTO DE ESTIMACIÓN DINÁMICO*

María Hierro Franco
Marta Guijarro Garvi
Universidad de Cantabria

El análisis de los movimientos migratorios mediante cadenas de Markov más frecuente considera la existencia de homogeneidad temporal, estimándose sus probabilidades de transición con técnicas de naturaleza estática. El fenómeno migratorio es, sin embargo, propiamente dinámico con influencia de variables muy diversas y de difícil previsión. Por ello, este trabajo propone el método dinámico de medias móviles, que proporciona mejores resultados que el habitual método de tendencia lineal. Mediante el procedimiento sugerido, se caracteriza el sistema de migraciones interterritoriales en España (1990-2003), y se elabora una proyección a corto plazo de la matriz de transición.

Palabras clave: cadenas de Markov, movilidad interterritorial, homogeneidad temporal, medias móviles.

(*) Las autoras agradecen al evaluador anónimo las sugerencias realizadas para la mejora del trabajo.

1. INTRODUCCIÓN

La difusión del fenómeno metropolitano en España a áreas urbanas no metropolitanas está ocasionando una reestructuración profunda de la red urbana española. Esta reestructuración supone la génesis de nuevos espacios urbanos como prolongaciones de los núcleos urbanos capitales y con una funcionalidad propia –de tipo industrial, residencial o de ambas clases–, al tiempo que las ciudades centrales van adquiriendo una especialización fundamentalmente terciaria y perdiendo su función de espacios residenciales (González Urruela, 1991). Esta propagación del fenómeno metropolitano no puede considerarse únicamente como una fase del desarrollo urbano, iniciado en los años cincuenta, sino también como la consecuencia de diversos factores impulsores. Entre estos factores, cabe destacar la problemática residencial que se vive en las grandes ciudades españolas, la creciente flexibilidad en la localización espacial de las empresas y los servicios (Sabaté, 1981; Puyol, 1988), las deseconomías medioambientales y de congestión urbana presentes en las ciudades con más alto grado de urbanización, las mejoras introducidas en las vías de acceso y comunicación a los centros de trabajo y el efecto difusor de las iniciativas locales en el modelo de crecimiento endógeno en ciertos espacios rurales (Ferrer, 1988). Como no podría ser de otra manera, esta reestructuración del espacio urbano está teniendo eco en el esquema de movilidad territorial, con un cambio de tendencia trascendental respecto a décadas anteriores: el éxodo rural queda desbordado por los desplazamientos interurbanos, al tiempo que se produce una considerable revalorización del éxodo urbano en busca de economías ambientales y turísticas en espacios propiamente rurales (Silvestre, 2002).

La importancia de este fenómeno social es tal, que resulta de interés modelizarlo de cara a conocer su comportamiento dinámico e interno (Chasco y Mella, 2005). En este sentido, las cadenas de Markov son una herramienta muy potente de análisis en el campo de la movilidad, pues sus ejes conductores, el tiempo y el espacio, permiten el seguimiento de la dinámica temporal de este fenómeno, sin por ello perder de vista la componente sistémica que tiene que ver con las relaciones entre unidades espaciales. La literatura de este tipo de trabajos nos muestra que lo más frecuente es trabajar con cadenas de Markov homogéneas en el tiempo. Esta clase de cadenas vienen caracterizadas a partir de una matriz de transición teórica, que es homogénea en el tiempo, y cuya estimación tiene lugar a partir de esquemas de estimación de naturaleza estática. La matriz de transición estimada mediante este tipo de esquemas resume toda una secuencia temporal de matrices de transición observadas y, además, queda convertida en la matriz de proyección. En una situación en la cual la hipótesis de homogeneidad temporal no se sostiene, las técnicas de estimación estáticas resultan inadecuadas, pues silencian la verdadera componente dinámica que en realidad posee el sistema que se analiza. El objetivo de este trabajo es proponer un planteamiento de estimación dinámico, basado en el método de las medias móviles, que capture la naturaleza variable que poseen las probabilidades de transición de una cadena de Markov que no es homogénea en el tiempo y que, además, sea adecuado para sistemas, como el migratorio, sometidos a oscilaciones de difícil previsión. Este procedimiento servirá para describir el comportamiento dinámico del sistema y para elaborar proyecciones a corto plazo.

El presente trabajo se compone de cuatro apartados. Tras este primer apartado introductorio, el segundo tiene como finalidad contextualizar la temática de la investigación, señalándose para ello las pautas más importantes que caracterizan el modelo de movilidad territorial en España desde comienzos de los años noventa. El apartado tercero contiene algunos preliminares teóricos sobre cadenas de Markov, deteniéndose en los procedimientos de estimación más conocidos, para, seguidamente, centrarse en el enfoque markoviano con medias móviles que proponemos. El apartado cuarto contiene la aplicación realizada sobre la dinámica de los movimientos migratorios interterritoriales en España en el periodo 1990-2003, a partir de la metodología expuesta en el apartado anterior. El quinto, y último apartado, recoge las conclusiones más importantes.

2. LA MOVILIDAD INTERTERRITORIAL EN ESPAÑA DESDE LA DÉCADA DE 1990 HASTA LA ACTUALIDAD

El modelo de movilidad territorial observado en España desde comienzos de los años noventa es un claro reflejo de las consecuencias del desarrollo metropolitano, cuyo efecto propagador ha conseguido hoy en día alcanzar a áreas urbanas de tamaño medio. Nos encontramos con que las ciudades españolas más importantes se están convirtiendo en auténticas redes urbanas, dotadas de una dimensión y complejidad crecientes. En definitiva, asistimos a un proceso de difusión del crecimiento urbano desde las propias capitales de provincia hacia su periferia y a una cesión de la funcionalidad propiamente residencial que habían detentado las capitales a los territorios suburbanos y periurbanos. Además de esa tendencia natural de los espacios urbanos a crecer hacia fuera, existen otros muchos factores que permiten explicar el avance continuado de este proceso. Entre estos factores, cabe destacar las deseconomías ambientales y de congestión a las que se encuentran sometidas las ciudades con más altos niveles de urbanización, el estampido del precio de la vivienda en las ciudades españolas, la mayor sensibilidad de la población a factores de calidad de vida y la reducción del coste de oportunidad de residir en espacios con bajos niveles de urbanización en términos de provisión de servicios y líneas de comunicación (Díaz Orueña, 1991; González Urruela, 1991).

Para analizar el fenómeno de la movilidad territorial en España, en este trabajo nos apoyaremos en la delimitación territorial propuesta por el Instituto Nacional de Estadística (INE) que clasifica los municipios españoles en 6 categorías, las cuales aparecen recogidas en el cuadro 1. La primera categoría hace referencia a municipios con una población inferior a los 10.001 habitantes. Según el INE, los municipios pertenecientes a esta primera categoría constituyen áreas rurales, mientras que las cinco categorías restantes son consideradas áreas urbanas.

Cuadro 1
CATEGORÍAS DE MUNICIPIOS ATENDIENDO A SU TAMAÑO
SEGÚN EL INE

Tipos de municipios	Rurales	1	De menos de 10.001 habitantes
		2	De 10.001 a 20.000 habitantes
		3	De 20.001 a 50.000 habitantes
	Urbanos	4	De 50.001 a 100.000 habitantes
		5	De más de 100.000 habitantes (no capitales de provincia)
		6	Capitales de provincia

Fuente: elaboración propia

Cuadro 2
MATRIZ DE FLUJOS MIGRATORIOS SEGÚN MUNICIPIO
DE PROCEDENCIA Y DESTINO (1990-2003)

Categorías de municipios	1	2	3	4	5	6	Total salidas
1	983.735	395.777	422.697	241.371	238.458	1.093.985	3.376.023
2	406.576	200.795	217.412	122.199	118.673	483.111	1.548.766
3	417.206	218.075	290.656	174.700	130.207	591.149	1.821.993
4	238.178	124.041	173.850	103.463	84.607	327.036	1.051.175
5	221.069	112.078	122.954	82.333	120.867	309.788	969.089
6	1.051.880	452.061	559.791	322.441	307.526	647.913	3.341.612
Total entradas	3.318.644	1.502.827	1.787.360	1.046.507	1.000.338	3.452.982	12.108.658

Fuente: elaboración propia a partir de datos de la *Estadística de Variaciones Residenciales*, INE.

La magnitud de los movimientos migratorios entre estas unidades territoriales a lo largo del periodo 1990-2003 figura en el cuadro 2. La fuente de la que proceden estos datos es la *Estadística de Variaciones Residenciales* (INE), sobre la que realizamos algunos comentarios pertinentes en el apartado cuarto. Durante el periodo 1990-2003, se registran un total de 12.108.658 cambios de municipio de residencia, lo que en relación a una población inicial en España de 39.887.140 habitantes en el año 1990, supone una tasa de emigración media por año del 21,68 por mil¹.

(1) Esta tasa se corresponde con el cociente entre el número medio por año de cambios de municipio de residencia y la población potencialmente emigrante, que es la población a fecha de 1990.

Los flujos migratorios más cuantiosos –superiores al millón de desplazamientos– corresponden a los desplazamientos procedentes de áreas rurales que se dirigen a capitales de provincia y, paradójicamente, las salidas de capitales de provincia en dirección a áreas rurales. El primero de estos flujos revela la trascendencia que aún posee el llamado éxodo rural; podemos imaginar que en aquellas áreas rurales más deprimidas, fundamentalmente de interior y de montaña, asoladas por el envejecimiento de su estructura demográfica y por la desertización humana y económica, así como en muchas otras áreas rurales, los estratos de población más joven buscan tener mejores oportunidades de formación y empleo en espacios más urbanizados y, junto con el resto de estratos de edad, inclusive la población mayor, mejores condiciones de calidad de vida y una mayor provisión de servicios. El segundo de estos flujos revela la gran magnitud que posee el éxodo urbano y la revalorización del espacio rural como lugar de residencia para algunos colectivos de población, lo cual está siendo compatible con las necesidades propias de una población urbana, gracias a la mejora ininterrumpida de las vías de comunicación y acceso hacia los centros burocráticos y de trabajo, y al contagio endógeno del espíritu urbano al entorno menos urbanizado (Ferrer, 1988).

Los movimientos interurbanos, que ascienden en este periodo a 6.397.726 desplazamientos, representan el 52,84% de los movimientos migratorios registrados en España en el periodo 1990-2003. Aunque la corriente interurbana dominante es la que se dirige a capitales de provincia, es de destacar la importancia de aquéllas que se dirigen a núcleos urbanos de menos de 50.000 habitantes, lo cual podría reflejar, en unos casos, una estrategia de localización residencial en núcleos urbanos pequeños, con una cierta relación de proximidad a los centros de trabajo y, en otros, la búsqueda de una residencia próxima al lugar de trabajo, en un contexto en que el espacio periurbano y conurbano se convierte en soporte de la actividad industrial (González Urruela, 1991).

Tras esta panorámica general del estado de la movilidad territorial en España en el periodo 1990-2003, en el apartado siguiente nos ocupamos de la herramienta de análisis que permitirá, en un apartado posterior, estudiar el tipo de dinámica que ha caracterizado el modelo de movilidad territorial de los últimos 14 años.

3. UN PLANTEAMIENTO DE ESTIMACIÓN DINÁMICO PARA LAS PROBABILIDADES DE TRANSICIÓN DE UNA CADENA DE MARKOV NO HOMOGÉNEA EN EL TIEMPO

Las cadenas de Markov en tiempo discreto son una herramienta de suma utilidad para estudios geográficos, en la medida en que esta técnica permite combinar de manera simultánea el tiempo y la localización. Así, una cadena de Markov hace posible el estudio dinámico de un sistema integrado por un conjunto de unidades geográficas interrelacionadas, que en terminología de cadenas reciben el nombre de *estados*.

La base de la construcción de una cadena de Markov discreta son sus *probabilidades de transición*; una probabilidad de transición entre dos

estados y entre dos instantes de tiempo es la probabilidad condicionada de situarse en una determinada localización, habiéndose encontrado en una cierta localización en el instante anterior². Cuando las probabilidades de transición que caracterizan una cadena de Markov son constantes, se dice que la cadena es *homogénea en el tiempo*, lo cual implica que la probabilidad de transición de una localización a otra no depende de los instantes de tiempo entre los cuales tiene lugar dicha transición, sino únicamente del lapso de tiempo transcurrido. Esta hipótesis de homogeneidad temporal es la más frecuente en la literatura de cadenas de Markov.

Bajo este supuesto, se considera una cadena de Markov discreta, $\{X_t: t=0,1,\dots\}$, que describe la dinámica de la movilidad territorial de una población con espacio de estados S , compuesto por r estados que, en este trabajo, se corresponderán con r categorías de municipios. De acuerdo con lo anterior, X_t define el estado en que una población se localiza en un instante discreto de tiempo t . Además, bajo el supuesto de homogeneidad temporal, esta cadena viene caracterizada a partir de una matriz de transición $\mathbf{P}=\{p_{ij}: i, j \in S\}$, donde la probabilidad de emigrar a una localización j desde una localización i entre dos instantes de tiempo consecutivos es $p_{ij}=\text{prob}[X_{t+1}=j|X_t=i]$ para todo $t=0,1,\dots$. Una vez obtenida una estimación de la anterior matriz de transición homogénea, es posible obtener una proyección de las probabilidades de transición para un periodo posterior o bien la distribución de equilibrio de la cadena³.

Bajo la hipótesis de homogeneidad temporal, tres son las técnicas más conocidas de estimación de las probabilidades de transición de una cadena de Markov discreta: el *procedimiento markoviano* (Faura Martínez y Gómez García, 2001), el *método de matriz homogénea* (Anderson y Goodman, 1957) y el *método de matriz promedio* (Collins, 1972). Estos tres métodos obtienen una matriz de transición estimada de la matriz de transición teórica que caracteriza la cadena, y, además, por ser esta matriz constante, también proporcionan una proyección de la matriz de transición para instantes de tiempo consecutivos.

Dada una secuencia temporal de matrices de flujos migratorios, $\{M(t,t+1):t=0,1,\dots,k-1\}$, con elemento genérico, $\{M(t,t+1)=(m_{ij}(t,t+1): i, j \in S)$ donde $m_{ij}(t,t+1)$ es el flujo migratorio entre las localizaciones i y j entre t y $t+1$, el procedimiento markoviano consiste en tomar la matriz de flujos más reciente y obtener la correspondiente matriz de transición por máxima verosimilitud, con elemento genérico:

$$\hat{p}_{ij} = \frac{m_{ij}(k-1, k)}{m_{i.}(k-1, k)} \quad (1)$$

(2) Supondremos la situación habitual de existencia de dependencia markoviana de orden uno, cuya definición puede encontrarse, por ejemplo, en Feller (1988), Vélez (1977) y Parzen (1962).

(3) Véase Parzen (1962) y Vélez (1977).

para todo $i, j \in S$, con $m_{ij}(k-1, k) = \sum_{j=1}^r m_{ij}(k-1, k)$. Esta matriz, además de ser la estimación de la matriz de transición teórica de la cadena, sirve de proyección de la matriz de transición en instantes de tiempo siguientes. En realidad, este procedimiento no persigue caracterizar la dinámica de la cadena, sino más bien realizar proyecciones bajo el supuesto de que la información más reciente es la más adecuada para predecir (Faura Martínez y Gómez García, 2001) y de que, además, no se van a producir en el futuro variaciones en estas probabilidades de transición.

Mediante el método de matriz homogénea se obtiene una única matriz de transición estimada, \hat{P} , cuyo elemento genérico, \hat{p}_{ij} , ($i, j \in S$), es la estimación máximo-verosímil de las probabilidades de transición correspondientes al periodo de observación considerado. Así, para todo $i, j \in S$, se tiene:

$$\hat{p}_{ij} = \frac{\sum_{t=0}^{k-1} m_{ij}(t, t+1)}{\sum_{t=0}^{k-1} m_{i.}(t, t+1)} \tag{2}$$

Como puede apreciarse en la expresión (2), esta estimación es el resultado de considerar globalmente los flujos migratorios entre cada par de estados que tienen lugar a lo largo del periodo de observación, con lo cual, corremos el riesgo de no reflejar la posible existencia de cambios imprevistos, rupturas o probabilidades de transición anómalas. En este sentido, cuanto más amplio sea el periodo de observación y más compleja la dinámica del periodo, menor será la capacidad de esta técnica para interpretar lo sucedido en el sistema que se analiza.

El tercer método, el método de matriz promedio, comparte con los procedimientos anteriores el hecho de proporcionar una única estimación de cada probabilidad de transición entre instantes de tiempo consecutivos. Dada una secuencia temporal de matrices de flujos migratorios, para cada par de estados, la estimación de la correspondiente probabilidad de transición homogénea es la media aritmética de los flujos migratorios entre los distintos instantes de tiempo consecutivos que abarca el periodo de observación, expresados en relación al total de salidas desde cada localización de procedencia. Esto es,

$$\hat{p}_{ij} = \frac{1}{k} \sum_{t=0}^{k-1} \frac{m_{ij}(t, t+1)}{m_{i.}(t, t+1)} \tag{3}$$

para todo $i, j \in S$.

Este procedimiento tiene el inconveniente de que, al apoyar sus estimaciones en un promedio que, además, abarca todo el periodo de observación, resulta ser inapropiado en sistemas que experimentan, repetidamente, variaciones bruscas.

Cualquiera de los tres métodos de estimación anteriores es perfectamente válido en una situación caracterizada por probabilidades de transición constantes, esto es, de homogeneidad temporal. Sin embargo, a la hora de modelizar un fenómeno como el de la movilidad territorial, uno se cuestiona el sentido de esta hipótesis; fundamentalmen-

te, porque las pautas seguidas por la movilidad de una población reciben la constante influencia de factores muy numerosos y diversos, que ni tan siquiera conocemos en profundidad (García Abad, 2003). Si aplicamos, por tanto, las técnicas descritas hasta ahora al contexto que nos ocupa, correremos el riesgo de modelizar una realidad distinta a la sucedida. La manera de resolver esta situación es dando una alternativa de estimación *dinámica* que permita obtener probabilidades de transición dependientes del tiempo⁴. La más conocida es la *técnica de tendencia lineal*, que ha dado resultados satisfactorios en Rogerson (1979) y Gómez García, Palacios y García Pérez (1997). Este método considera que las probabilidades de transición entre pares de localizaciones, i y j , son una función lineal del tiempo. En definitiva, estaremos suponiendo que la cadena de Markov $\{X_t : t = 0, 1, \dots\}$ viene caracterizada por una secuencia de matrices de transición $\{P(t, t+1) : t=0, 1, \dots\}$, siendo $P(t, t+1) = (p_{ij}(t, t+1) : t=0, 1, \dots)$ la matriz de transición entre los instantes t y $t+1$. Este método proporciona como estimación de la probabilidad de transición p_{ij} entre los instantes t y $t+1$:

$$\hat{p}_{ij}(t, t+1) = \hat{a}_{ij} + \hat{b}_{ij} \cdot t \quad (4)$$

Rogerson (1979) demuestra, como propiedades destacables de este procedimiento, que todas las matrices de transición estimadas poseen filas cuya suma es igual a 1. Sin embargo, la presencia de cambios apreciables de estrategia migratoria puede que requiera un esquema de estimación alternativo. Así, para un sistema como el que se analiza en este trabajo, con una dinámica compleja y expuesta a cambios imprevistos, una alternativa de estimación que nos parece adecuada es el *método de medias móviles*.

El procedimiento de medias móviles proporciona una estimación *suavizada* de un conjunto de datos, mediante el cálculo repetido de valores medios, permitiendo, de este modo, la determinación de la tendencia de los mismos, no en el sentido de adelantar sus cambios, sino confirmándolos cuando éstos ya se han iniciado. Esa técnica, muy utilizada en el estudio de valores bursátiles, es especialmente apropiada en el análisis de fenómenos que presentan una cierta volatilidad. La utilización de esta técnica en el trabajo con cadenas de Markov, promediando una serie de matrices a través del tiempo, confiere el carácter dinámico a la estimación.

Dada una secuencia temporal de matrices de flujos migratorios, $\{M(t, t+1) : t=0, 1, \dots, k-1\}$, donde k es el número de periodos considerados, el procedimiento media móvil de orden c ($c=2, 3, \dots, k$), para todo, $i, j \in S$, proporciona como estimación de la probabilidad de transición entre los instantes t y $t+1$:

$$\hat{p}_{ij}(t, t+1) = \frac{1}{c} \sum_{u=0}^{c-1} \frac{m_{ij}(t-u, t+1-u)}{m_i(t-u, t+1-u)} \quad (5)$$

(4) Para un análisis detallado de cadenas no homogéneas en el tiempo, véase Hajnal (1956) y Plane y Rogerson (1994).

Este procedimiento de estimación dinámica, a diferencia de los tres anteriores, origina una secuencia estimada de matrices de transición que dependen del tiempo. Por lo que respecta a la elección del orden de la media móvil, existe un importante *trade-off*; cuando el orden es muy bajo, la media móvil tiene la ventaja de que sigue muy de cerca los cambios en las probabilidades de transición, haciendo correcciones ante cambios de sentido dinámico, pero tiene el inconveniente de que puede dar señales falsas ante pequeños cambios dinámicos, que se corrijan en instantes siguientes; por el contrario, un orden más alto para el procedimiento de las medias móviles es apropiado cuando la dinámica de la cadena se halle bien definida, ya que las correcciones que realice la media móvil serán menores, sacrificando, no obstante, una reacción más temprana ante un cambio de sentido dinámico.

A partir de las apreciaciones que hemos formulado sobre el riesgo que conlleva el empleo de métodos de estimación estáticos y de nuestra propuesta de utilización del procedimiento de medias móviles en el contexto de las cadenas de Markov no homogéneas en el tiempo, nuestro siguiente propósito es evaluar si la hipótesis de homogeneidad temporal se sostiene o no para la cadena que caracteriza esta clase de migraciones en el periodo 1990-2003, y, como paso siguiente, examinar si el procedimiento de medias móviles supera en poder de ajuste a los procedimientos de estimación estáticos.

4. EVIDENCIA EMPÍRICA PARA LOS MOVIMIENTOS MIGRATORIOS INTERTERRITORIALES EN ESPAÑA (1990-2003)

Como ya hemos comentado en la introducción de este trabajo, desde la década de 1990, la movilidad territorial en España sigue un patrón de comportamiento subordinado al fenómeno suburbano y al de los desplazamientos interurbanos. El objetivo de este apartado es resolver dos cuestiones de sumo interés en relación a esta clase de movilidad. La primera cuestión es estudiar si la movilidad interterritorial ha seguido, desde los años noventa hasta la actualidad, una misma pauta de comportamiento, pudiéndose, entonces, calificar el periodo de homogéneo desde un punto de vista temporal, o si, por el contrario, esta clase de movilidad se ha visto contagiada a lo largo de dicho periodo por los cambios esperados en un sistema sensible a factores de muy diverso tipo. La segunda cuestión es la obtención de una técnica de estimación de probabilidades de transición entre pares de territorios que, sea cual sea la naturaleza de la estrategia migratoria del ámbito territorial, permita caracterizar adecuadamente dicha movilidad, sirviéndonos, además, para anticipar a corto plazo la pauta que seguirán los movimientos migratorios entre territorios en España.

Con la intención de dar respuesta a estas cuestiones, en este apartado se recogen las tres etapas de nuestra investigación: 1) análisis de la existencia o no de homogeneidad temporal en el modelo, 2) caracterización de la dinámica territorial de nuestro sistema migratorio mediante los procedimientos de estimación de probabilidades de transición descritos en el apartado anterior, 3) utilización de algunas medi-

das de bondad de ajuste como criterio discriminante entre las técnicas aplicadas y 4) proyección a corto plazo de las probabilidades de transición entre pares de territorios, de acuerdo con el procedimiento que ofrezca mejores resultados.

Como ya hemos comentado en el segundo apartado, la fuente que se utiliza en este estudio es la *Estadística de Variaciones Residenciales* (EVR), publicada desde 1961. La razón de esta elección es su periodicidad anual, característica que nos va a permitir abordar un estudio dinámico del fenómeno migratorio, hecho que no sería posible a través de otras fuentes propiamente estáticas, tales como censos y padrones, dotadas de periodicidades decenal y quinquenal, respectivamente. Es necesario precisar que la EVR, a diferencia de otras estadísticas de migraciones, hace referencia a *movimientos* (Faura Martínez y Gómez García, 2002). En concreto, la EVR define una migración como un cambio de municipio de residencia notificado en el ayuntamiento del municipio de destino. Sin embargo, para construir las matrices de transición de una cadena de Markov discreta, necesitamos conocer las *transiciones*, esto es, el número de personas que se mueven entre pares de localizaciones dentro de un periodo fijo; en este sentido, aunque dos o más movimientos registrados en la EVR pueden corresponder a un sola persona, es poco probable que esta situación constituya una situación crónica en los datos, teniendo en cuenta que en el periodo de un año es difícil que un individuo que haya cambiado de municipio de residencia dos o más veces se sienta inducido a declarar más de uno de estos cambios, con lo cual, en esta evidencia empírica supondremos en todo momento la equivalencia entre movimientos y transiciones. Del contenido de esta estadística, se ha utilizado el apartado sobre migraciones interiores clasificadas por el tamaño de los municipios de procedencia y destino para los años 1990 a 2003.

Con la información anterior, se ha considerado una cadena de Markov discreta $\{X_t: t = 1990, 1991, \dots\}$, con espacio de estados, S , compuesto por las 6 categorías de municipios recogidas en el cuadro 1. Los datos de los que disponemos se resumen en una secuencia observada de matrices de flujos $\{\mathbf{M}(t, t+1): t = 1990, \dots, 2003\}$ ⁵.

La primera cuestión que se plantea es la existencia de homogeneidad temporal en el modelo. En el cuadro 3 figura el resultado de la aplicación del contraste de probabilidades de transición constantes propuesto por Anderson y Goodman (1957)⁶. Este contraste de hipótesis ha sido apli-

(5) Para denotar la matriz de flujos correspondiente a los movimientos migratorios registrados a lo largo de un año t y ser al mismo tiempo coherentes con la definición de matriz de transición, que relaciona dos instantes de tiempo, en este caso consecutivos, hemos denotado por $\mathbf{M}(t, t+1)$ la matriz de flujos correspondiente a los movimientos migratorios registrado durante un año t o, si se prefiere, entre el 1 de enero del año t y el 1 de enero del año $t+1$.

(6) Este contraste se construye comparando las probabilidades de transición observadas con las estimadas por máxima verosimilitud, esto es, las obtenidas por el procedimiento de matriz homogénea.

cado, tanto a los estados de la cadena como al sistema –al conjunto de todos los estados–, teniendo en cuenta todo el periodo de observación 1990-2003.

Cuadro 3
CONTRASTE DE HOMOGENEIDAD TEMPORAL DE
ANDERSON Y GOODMAN (1957)

	X_i^2	p-valor
1 Menos de 10.001 hab.	34.679,482	0,000
2 De 10.001 a 20.000 hab.	28.075,360	0,000
3 De 20.001 a 50.000 hab.	29.678,266	0,000
4 De 50.001 a 100.000 hab.	25.719,482	0,000
5 Más de 100.000 hab.	36.739,758	0,000
6 Capitales de provincia	53.248,977	0,000
TOTAL SISTEMA	208.141,330	0,000

Fuente: elaboración propia.

Según se observa en la tercera columna de este cuadro, los niveles críticos obtenidos nos permiten afirmar que la secuencia de matrices de transición es significativa, rechazándose la hipótesis de homogeneidad temporal por estados y para todo el sistema. Las probabilidades de transición que caracterizan nuestro modelo dependen del tiempo, según cabía esperar.

Aunque este resultado invita a la búsqueda de una alternativa de estimación a las ya tradicionales de tipo estático, creemos interesante abordar la aplicación de los procedimientos de estimación de probabilidades de transición examinadas en el apartado anterior para disponer, así, de un marco de comparación entre estas técnicas –que, aun a sabiendas de que la hipótesis de homogeneidad temporal no era sostenible en su aplicación, han sido utilizadas habitualmente por un gran número de autores–, y las técnicas de estimación de tipo dinámico que se utilizan en este trabajo. Asimismo, démonos cuenta de que el contraste anterior solamente ha permitido determinar la ausencia de homogeneidad temporal en el modelo, que no la validez de cualquier procedimiento de estimación dinámico frente a los procedimientos estáticos. En este sentido, el criterio discriminante entre estos procedimientos será el empleo de alguna medida de bondad de ajuste convencional.

Una vez obtenidas las estimaciones de la matriz de transición homogénea, \mathbf{P} , proporcionadas por los métodos matriz promedio, matriz homogénea y markoviano, se ha pasado a aplicar el método de tendencia lineal y la alternativa de estimación que constituye nuestra propuesta para esta cadena de Markov no homogénea en el tiempo, que es una media móvil para diferentes órdenes: 2, 3 y 4. Cada uno de estos órdenes ha dado lugar a una secuencia de matrices de transición

estimadas, dependientes del tiempo, $\{P(t,t+1):t=1990+c-1, 1990+c, 1990+c+1, \dots, 2003\}$, siendo el orden de la media móvil⁷.

A partir de las distintas estimaciones proporcionadas por los procedimientos indicados, se ha procedido al análisis de la bondad de cada uno de ellos. En el cuadro 4 se ha calculado el Error Absoluto Medio Porcentual (EAMP)⁸ generado por cada una de las técnicas de estimación.

Cuadro 4
BONDAD DEL AJUSTE DE LAS TÉCNICAS DE ESTIMACIÓN DE PROBABILIDAD DE TRANSMISIÓN (1990-2003)

Procedimiento	EAMP
Matriz homogénea	12,062
Matriz promedio	11,382
Método markoviano	17,638
Método tendencia lineal	10,651
Media móvil (2)	3,447
Media móvil (3)	5,376
Media móvil (4)	6,891

Nota: EAMP: Error Absoluto Medio Porcentual. Medida calculada a partir de probabilidades de transición expresadas en tanto por cien.

Fuente: Elaboración propia.

De los resultados contenidos en el cuadro 4, se desprende que existen diferencias apreciables entre los ajustes llevados a cabo por los distintos métodos, y también, y ahí radica la importancia del resultado, que la estrategia de estimación que ofrece unas estimaciones mejores es la media móvil de orden 2, con un error absoluto medio porcentual del 3,447 por ciento. También puede apreciarse que, a medida que va creciendo el orden de la media móvil, empeora la bondad del ajuste. Asimismo, se constata que los métodos tradicionales que trabajan con probabilidades

(7) Al tratarse de una media móvil asimétrica de orden c , no es posible obtener la estimación de las $c-1$ primeras matrices de transición.

(8) Esta medida responde a la expresión $EAMP = \frac{1}{r^2} \cdot k \sum_{t=0}^{k-1} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r \frac{|\hat{p}_{ij} - p_{ij}|}{p_{ij}} \cdot 100$, donde r es el número de estados y k el número de años considerados. Otras medidas habituales en el estudio de la bondad del ajuste, puede encontrarse en Harrigan, McGilvray y McNicoll (1981). Una de las razones por las cuales se ha elegido esta medida de bondad es su expresión porcentual, que facilita la interpretación de los resultados. El estadístico χ^2 es una de las medidas de bondad más usuales en trabajos con cadenas de Markov (Plane y Rogerson, 1994). Sin embargo, esta medida no es muy aconsejable, pues su sensibilidad a la magnitud de los valores de la variable que se utiliza hace probable que no se rechace la hipótesis nula de que no existen diferencias significativas entre valores reales y estimados.

de transición constantes –los métodos markoviano, de matriz promedio y de matriz homogénea–, que, como hemos señalado, basan sus estimaciones en la última matriz de la secuencia temporal o en la historia completa de la misma, ofrecen resultados peores. En particular, el procedimiento markoviano, con un error absoluto medio porcentual del 17,638 por ciento, es el que da lugar a un peor ajuste. Por último, se aprecia que el método dinámico de tendencia lineal, aunque con un ajuste mejor al de los métodos estáticos, da lugar a un peor resultado que el método de medias móviles, como cabría esperar, si tenemos en cuenta que un ajuste de tendencia elimina las oscilaciones de las probabilidades de transición en lugar de suavizarlas, perdiendo, de esta forma, poder de modelización.

El hecho de que la mejor de las estimaciones sea la proporcionada por la media móvil de orden 2 pone de manifiesto, no sólo que el mejor ajuste lo proporciona una técnica de estimación de naturaleza dinámica, como son las medias móviles, sino que, además, a la hora de pronosticar las pautas de movilidad territorial para un determinado año, han de tenerse en cuenta, sobre todo, las pautas más recientes seguidas por esta movilidad. Este resultado es también coherente con la tendencia de las migraciones a experimentar cambios imprevistos. A este respecto, las migraciones constituyen un fenómeno expuesto a la influencia de factores muy numerosos (económico-laborales, institucionales, demográficos, familiares, etc.) y, la mayoría de ellos, de muy difícil previsión. Ante este escenario de indefinición dinámica, una media móvil de orden 2 es particularmente sensible a cambios súbitos de sentido dinámico en un sistema, cambios que confirmará de manera inmediata y sin ningún tipo de corrección en cada instante siguiente.

Para terminar, hemos obtenido una proyección a corto plazo de la matriz de transición entre 2004 y 2005, \hat{P} (2004, 2005) que de acuerdo con el patrón de estimación media móvil de orden 2, y siguiendo la práctica habitual, es la última estimación obtenida a partir de la media móvil de orden 2, esto es, \hat{P} (2003, 2004). En el cuadro 5 figura esta proyección.

Cuadro 5
MATRIZ DE TRANSICIÓN PROYECTADA POR MEDIDAS
MÓVILES DE ORDEN 2: \hat{P} (2004, 2005)

	1	2	3	4	5	6
1 Menos de 10.001 hab.	0,278	0,121	0,134	0,083	0,070	0,315
2 De 10.001 a 20.000 hab.	0,244	0,137	0,152	0,100	0,080	0,288
3 De 20.001 a 50.000 hab.	0,218	0,122	0,157	0,110	0,078	0,316
4 De 50.001 a 100.000 hab.	0,203	0,118	0,171	0,121	0,080	0,307
5 Más de 100.000 hab.	0,204	0,111	0,137	0,093	0,121	0,333
6 Capitales de provincia	0,288	0,128	0,178	0,113	0,102	0,191

Fuente: elaboración propia.

De acuerdo con esta proyección, las transiciones más probables serán aquellas que tengan lugar entre los estados (5,6), esto es, desplazamientos entre núcleos urbanos grandes, que en muchos casos podrán corresponderse con desplazamiento de tipo suburbano; (3,6), esto es, movimientos desde ciudades de tamaño pequeño a capitales de provincia; (1,6), del campo a una capital de provincia; (4,6), movimientos desde áreas urbanas de tamaño medio a una capital de provincia; y, por último, (6,1), representativo de movimientos capital-campo, en la línea de la expansión del proceso periurbano. Cabe destacar, también, que, según este pronóstico, el destino más probable para cualquier municipio urbano será, después de una capital de provincia, un área rural, lo que pone de relieve la notable importancia del éxodo ciudad-campo, en consonancia con la fuerte expansión que está teniendo el fenómeno periurbano en la mayoría de provincias españolas. Asimismo, según estos resultados, entre los núcleos urbanos no capitales de provincia, los de tamaño pequeño –de entre 20.000 y 50.000 habitantes– serán los que mayor atractivo acapararán como emplazamiento de destino.

En conclusión, cabe esperar que las corrientes de salida hacia los núcleos urbanos de mayor dimensión sigan teniendo una gran trascendencia para los espacios rurales y, seguramente, para las zonas rurales más deprimidas, sometidas a un fenómeno de declive demográfico secular⁹. Los resultados obtenidos conceden también una gran importancia a los desplazamientos interurbanos. Aunque el destino más probable lo constituyen las capitales de provincia, no podemos pasar por alto la importancia de otro destino: los municipios urbanos de tamaño pequeño. Estos municipios, sin duda, se están viendo favorecidos por la descentralización de la actividad económica a espacios más alejados de las capitales de provincia, el encarecimiento de la vivienda en las capitales y las crecientes deseconomías que padecen las ciudades más grandes como consecuencia del proceso de aglomeración urbana. Por otro lado, el elevado riesgo que se espera presente en la población urbana ubicada en capitales de provincia de emigrar hacia áreas rurales es coherente con la creciente importancia que están concediendo muchas familias españolas, sobretodo de renta media-alta, por ubicar su residencia en un espacio dotado de una serie de factores medioambientales favorables, más aún teniendo en cuenta que los costes de transacción que han de soportarse en términos de accesibilidad a áreas de aprovisionamientos de bienes y servicios desde estas áreas rurales son cada vez más bajos.

5. CONCLUSIONES

Las cadenas de Markov discretas son una herramienta estadística que ofrece grandes posibilidades en la descripción y pronóstico de la

(9) Un exhaustivo análisis sobre el declive demográfico experimentado por las áreas de montaña en España en el periodo 1860-1991 puede encontrarse en Collantes (2001).

evolución de un fenómeno dinámico, como es la movilidad interterritorial, al considerar simultáneamente dos de las dimensiones de un fenómeno de movilidad: el tiempo y el espacio. Aunque las cadenas de Markov sostenidas sobre la hipótesis de homogeneidad temporal han sido las más divulgadas en la literatura, los movimientos migratorios interiores en España, sin embargo, constituyen un fenómeno propiamente dinámico, cuyos cambios responden a causas que encierran una gran complejidad y son de difícil previsión. Ante un contexto como éste, el presente trabajo ha planteado la modelización de la movilidad interterritorial mediante una cadena de Markov no homogénea en el tiempo y, en correspondencia, la estimación de sus probabilidades de transición desde un planteamiento dinámico, utilizando el procedimiento de medias móviles, que ofrece una mejor caracterización que el método dinámico más habitual, que es el de tendencia lineal.

Para el periodo 1990 a 2003, se ha constatado, en primer lugar, la ausencia de homogeneidad temporal del modelo; en segundo lugar, la mayor idoneidad de un procedimiento de estimación dinámico de las probabilidades de transición de la cadena, como es el procedimiento medias móviles; y, en tercer lugar, la conveniencia de un orden bajo para la media móvil, lo que indica que esta clase de movilidad tiende a experimentar cambios rápidos, que son confirmados periodo a periodo. Asimismo, a partir del procedimiento media móvil de orden 2, que es el que ha dado lugar a un error absoluto medio porcentual más bajo, se ha obtenido una proyección a corto plazo de la matriz de transición. El contenido de esta matriz revela fenómenos de suma importancia: el fuerte riesgo que contempla la población rural de emigrar a una capital de provincia y la población urbana a núcleos urbanos de tamaño pequeño (de 20.000 a 50.000 habitantes) y la alta probabilidad a la que está expuesta la población residente en capitales de provincia de desplazarse a espacios rurales. Estos resultados, por tanto, confirman el avance del proceso suburbano y periurbano y de la movilidad interurbana, fenómenos que vienen experimentando la mayoría de provincias españolas como una salida a las deseconomías medioambientales y de aglomeración que padecen los principales núcleos urbanos españoles y, también, como una medida necesaria de habitabilidad hacia áreas en donde la vivienda es más accesible.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anderson, T.W. y Goodman, L.A. (1957): "Statistical Inference about Markov Chains", *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 28, nº 1, pp. 89-110.
- Chasco, C. y Mella, J.M. (2005): "Urban Growth and Territorial Dynamics in Spain (1985-2001): A Spatial Econometric Analysis", en Trivez, F.J.; Mur, J. y Angulo, A., *Contributions in Spatial Econometrics*, Zaragoza, pp. 327-370.
- Collantes, F. (2001): "El declive demográfico de la montaña española, 1860-1991: revisión crítica de propuestas técnicas", *Historia Agraria*, nº 24, pp. 203-225.

- Collins, L. (1972): *Industrial migration in Ontario: forecasting aspects of industrial activity through Markov chain analysis*, Statistics Canada, Ottawa.
- De la Fuente, A. (1999): "La dinámica territorial de la población española: un panorama y algunos resultados provisionales", *Revista de Economía Aplicada*, nº 20, pp. 53-108.
- Díaz Orueta, F. (1991): "Los procesos de descentralización demográfica en las grandes ciudades. El caso español y una aproximación a otras ciudades del Sur de Europa", *Economía y Sociedad*, nº 5, pp. 221-233.
- Faura Martínez, U. y Gómez García, J. (2002): "¿Cómo medir los flujos migratorios?", *Revista de Sociología*, nº 66, pp. 15-44.
- Faura Martínez, U. y Gómez García, J. (2001): "Modelos migratorios: Una revisión", *Revista Asturiana de Economía*, nº 21, pp. 209-235.
- Feller, W. (1988): *Introducción a la teoría de probabilidades y sus aplicaciones*, vol. 1 y 2, Limusa, México.
- Ferrer, M. (1988): "Las nuevas tendencias de crecimiento regional, urbano y rural", *Situación*, nº 3, pp. 78-116.
- García Abad, R. (2003): "Un estado de la cuestión de las teorías de las migraciones", *Historia Contemporánea*, nº 26, pp. 329-351.
- García Barbancho, A. y Delgado, M. (1988): "Los movimientos migratorios interregionales en España desde 1960", *Papeles de Economía Española*, nº 34, pp. 240-267.
- Gómez García, J; Palacios, M.A. y García Pérez, J. (1997): "Movimientos migratorios intermunicipales en la Comunidad Autónoma de Murcia: un enfoque markoviano", *Cuadernos de Economía Murciana*, vol. 21, nº 1, pp. 61-73.
- González Urruela, E. (1991): "Industrialización y desarrollo metropolitano en España", *Eria*, nº 26, pp. 199-215.
- Hajnal, J. (1956): "The Ergodic Properties of Non-Homogeneous Finite Markov Chains"; *Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, nº 52, pp. 67-77.
- Harrigan, F.; McGilvray, J.W. y McNicoll, I.H. (1981): "The Estimation of Interregional Trade Flows", *Journal of the Regional Science*, vol. 21, nº 1, pp. 65-77.
- Parzen, E. (1962): *Stochastic Processes*, Editorial Paraninfo, Madrid.
- Plane, D.A. y Rogerson, P.A. (1994): *The Geographical Analysis of Population with Applications to Planning and Business*, John Wiley and Sons, Londres.
- Puyol, R. (1988): "La movilidad de la población española", *Situación*, nº 3, pp. 117-134.
- Rogerson, P.A. (1979): "Prediction: A Modified Markov Chain Approach", *Journal of Regional Science*, vol. 19, nº 4, pp. 469-478.

Silvestre, J. (2002): "Las emigraciones interiores en España durante los siglos XIX y XX: una revisión bibliográfica", *Revista AGER*, nº 2, pp. 227-248.

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

ABSTRACT

Stationary Markov Chains with their transition probabilities, obtained by static nature methods, are the most frequent kind of Markov Chains used in the analysis of mobility. However, migrations are a dynamic phenomenon influenced by variables of very different nature and difficult prevision. This paper proposes the dynamic moving average method that shows itself to be more appropriate than the usual lineal tendency method. With the suggested procedure, this paper offers a description of territorial migrations in Spain (1990-2003) and a short-term prediction of the transition matrix.

Key words: Markov Chains, territorial mobility, temporal homogeneity, moving average.

