

Movilidad y dispersión espacial en las regiones españolas, 1986-2003*

María Hierro Franco**

RESUMEN: Este trabajo analiza la movilidad y la dispersión espacial de las migraciones interiores y su relación con el proceso de convergencia. El estudio de movilidad se realiza mediante dos medidas basadas en una cadena de Markov y pertenecientes a una familia general de medidas de movilidad, que se apoyan en la distancia entre localizaciones de origen y destino. Para el estudio de la dispersión espacial se plantea una medida procedente de la interpretación de la dispersión espacial a partir del concepto de entropía. La aplicación de estas medidas a la secuencia de matrices de flujos migratorios con desagregación regional para 1986-2003 muestra que las migraciones interiores no han actuado de mecanismo corrector de las desigualdades regionales en renta *per capita*.

Clasificación JEL: C21, J11, J61, O18.

Palabras clave: Movilidad interregional, dispersión espacial, cadenas de Markov, entropía.

Mobility and spatial dispersion in Spanish regions, 1986-2003

ABSTRACT: The aim of this paper is the analysis of mobility and spatial dispersion in internal migrations and its relation with GDP convergence in Spain. The study of mobility is carried out using two measures based on Markov chains, which belong to a general family of mobility measures based on the distance between locations of origin and destination. For the study of spatial dispersion, a measure coming from the concept of entropy is used. The application of these measures to the sequence of matrixes of migratory flows between regions in 1986-2003 provides evidence of the loss of the role of internal migrations as a correction element of regional income disparities.

* La autora quiere expresar su agradecimiento a la Dra. Marta Guijarro, al Dr. Rafael Domínguez y al Dr. Adolfo Maza la revisión de este trabajo, así como a los evaluadores sus comentarios para mejorarlo. No obstante, cualquier posible error corresponderá, exclusivamente, a la autora.

** Universidad de Cantabria. Avda. Los Castros, s/n. 39005 Santander. E-mail: hierroma@unican.es

Recibido: 27 de diciembre de 2005 / Aceptado: 28 de marzo de 2006.

JEL classification: C21, J11, J61, O18.

Key words: Interregional mobility, spatial dispersion, Markov Chains, entropy.

1. Introducción

De acuerdo con la abundante evidencia empírica, el proceso de convergencia en renta por habitante se ha interrumpido desde comienzos de los años ochenta, tanto a nivel regional como provincial (Garrido, 2002; Cuadrado *et al.*, 1999; De la Fuente, 1996; Raymond y García, 1996 y Villaverde, 1996). Detrás de este estancamiento de la convergencia regional, está, sin duda, el cambio de patrón en las migraciones interiores, fenómenos, ambos, que, de forma no casual, se remontan a un mismo periodo de tiempo: comienzos de los años ochenta. El hecho de que las migraciones hayan dejado de atenerse a factores exclusivamente económicos, las corrientes migratorias desde regiones más atrasadas hacia regiones más dinámicas se hayan resentido fuertemente, hasta incluso invertirse, y la movilidad de corta distancia haya eclipsado a la de larga distancia permite entender la pérdida de ese papel de elemento corrector de las desigualdades regionales en renta por habitante que poseían las migraciones interiores en los años 60 y 70. El desmesurado peso adquirido por los movimientos migratorios intrarregionales¹ es un elemento clave ya que, como indica Bentolila (2001), al no atravesar las fronteras regionales, dificultan extraordinariamente que la movilidad del factor trabajo apoye la convergencia regional².

El objetivo de este trabajo es el de proporcionar una medida objetiva de los niveles de movilidad interregional y dispersión espacial.

2. Algunas medidas teóricas de movilidad interregional

Del conjunto de medidas de movilidad sugeridas en la literatura, destacan las que se insertan dentro del análisis mediante cadenas de Markov, como son las de Shorrocks (1978), Bibby (1975), Sommers y Conlisk (1978) y Bartholomew (1996), pues tienen en cuenta la propia distribución interna de los movimientos migratorios. En este trabajo, nos interesamos por una familia general de medidas de movilidad basadas en la distancia o separación entre localizaciones de origen y destino, sugerida en Bartholomew (1996), que permite obtener un conocimiento adecuado de la importancia que posee la componente de corta y larga distancia³ en la movilidad geográfica.

¹ En el periodo 1986-2003, las migraciones intrarregionales representaron el 67% de las migraciones interiores.

² Para un estudio más amplio de la relación entre migraciones interiores y convergencia, Bentolila (2001) y Raymond y García (1996).

³ Con el término corta distancia hacemos referencia a los movimientos intrarregionales, mientras que por el término larga distancia lo hacemos a los movimientos interregionales.

Considérese una cadena de Markov finita en tiempo discreto, $\{X_t : t = 0, 1, \dots\}$, con espacio de estados S , que contiene los r estados o localizaciones que componen un sistema migratorio, y con secuencia temporal de matrices de transición entre pares de instantes de tiempo consecutivos, $\{\mathbf{P}(t, t+1) : t = 0, 1, \dots\}$, $\mathbf{P} = \{p_{ij}(t, t+1) : i, j \in S\}$, $= 0, 1, \dots\}$, donde $p_{ij}(t, t+1)$ representa la probabilidad de localizarse en el estado j en el instante $t+1$, siendo i la correspondiente localización en el instante t . Asimismo, supondremos que la cadena anterior es regular⁴ y que, por tanto, si se impone la hipótesis de homogeneidad temporal⁵, la cadena posee distribución de equilibrio, $\Pi = (\pi_i : i \in S)$ ⁶, la cual recoge su comportamiento límite⁷, con π_i la proporción de movimientos que obtendría la localización i en equilibrio. Considérese que cada matriz de transición, $\mathbf{P}(t, t+1)$, es homogénea en el tiempo y, que por tanto, $\mathbf{P}(t, t+1) = \mathbf{P}$. En aquellas situaciones en las cuales no existe una relación de orden entre estados o localizaciones,

Bartholomew (1996) propone la medida de movilidad $d_1(\mathbf{P}) = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r \pi_i \cdot p_{ij} \cdot d_{ij}$ con

con $d_{ij} = 1$, si $i \neq j$, y $d_{ij} = 0$, si $i = j$, donde d_{ij} es una medida de la distancia entre pares de localizaciones⁸, i y j . En nuestro contexto, esta definición de distancia asignará un peso igual 0 a los desplazamientos intrarregionales y un peso igual 1 a los desplazamientos interregionales. De esta manera, si todos los desplazamientos tuvieran lugar dentro de las propias regiones ($\mathbf{P} = \mathbf{I}$, donde \mathbf{I} es la matriz identidad) entonces, $d_1(\mathbf{P}) = 0$, lo que significaría, no la ausencia de movilidad, sino de movilidad de tipo interregional. Por el contrario, si no se produjeran desplazamientos dentro de los propios territorios autonómicos (la diagonal principal de \mathbf{P} estaría compuesta por ceros), entonces, tendríamos $d_1(\mathbf{P}) = 1$, esto es, máxima movilidad interregional. Vemos, por tanto, que $d_1(\mathbf{P})$ no da una medida de la entidad de los movimientos interregionales⁹, sino una medida de la importancia relativa de los mismos en términos de la distribución interna de los movimientos migratorios entre regiones.

Un inconveniente que presenta la medida anterior es que su definición de distancia concede el mismo peso a los desplazamientos entre CC.AA. limítrofes y no limí-

⁴ Una cadena finita y homogénea en el tiempo es regular si es irreducible —el conjunto de estados constituye un único conjunto cerrado de estados comunicantes— y aperiódica —la cadena no vuelve a los estados en periodos de un determinado ciclo, lo que se cumple siempre que $p_{ii} > 0$ —. Una definición más amplia de estos conceptos puede encontrarse en Parzen (1962).

⁵ Una cadena de Markov es homogénea en el tiempo cuando sus probabilidades de transición son constantes.

⁶ Para más detalles sobre esta distribución, puede consultarse Parzen (1962).

⁷ Es necesario aclarar que, en ningún momento, se está admitiendo la existencia de homogeneidad temporal en la cadena definida anteriormente, sino que esta hipótesis se está tomando como restricción y garantía de la existencia de una distribución de equilibrio, pues esta distribución es necesaria para la obtención de las medidas que se presentan luego, y entendiendo ésta como una medida de las últimas consecuencias del patrón de movimiento existente en un preciso momento en caso de perdurar en el tiempo, y no como un escenario de equilibrio real.

⁸ Con carácter general, Bartholomew (1996) propone una familia de medidas de movilidad $d(\mathbf{P}) \propto \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r \pi_i \cdot p_{ij} \cdot d'_{ij}$. La generalidad de esta familia de medidas proviene de la posibilidad de utilizar definiciones alternativas de distancia.

⁹ Puede ocurrir que los desplazamientos interregionales aumenten en términos absolutos y que esta medida disminuya.

trofes. En este trabajo proponemos como definición alternativa de distancia el número aproximado de fronteras regionales que es necesario cruzar para desplazarse de una localización a otra¹⁰, concediéndose, de este modo, un mayor peso a las transiciones entre CC.AA. más alejadas. Para obtener una medida normalizada, hemos dividido la expresión de esta medida por el número máximo de fronteras regionales que se pueden cruzar, k , obteniéndose la siguiente expresión final $d_2(\mathbf{P}) = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r \pi_i \cdot p_{ij} \cdot d'_{ij}$.

La comparación de $d_1(\mathbf{P})$ y $d_2(\mathbf{P})$ será importante para conocer si la movilidad interregional posee una componente de más o menos larga distancia. Teniendo en cuenta que $d_2(\mathbf{P})$ es menor que¹¹ $d_1(\mathbf{P})$, si el valor de ambas medidas es pequeño y ambas se distancian mucho, ello indicará el predominio de una movilidad en el interior de las propias localizaciones y, dentro de la menor significación de los desplazamientos entre localizaciones distintas, el predominio de aquellos desplazamientos entre localizaciones unidas por una relación de proximidad.

3. Una medida alternativa de dispersión espacial

En general, los estudios realizados hasta el momento no albergan dudas sobre la existencia de una elevada dispersión en el reparto espacial de los movimientos migratorios a nivel regional desde los años ochenta, pero, en lo que concierne a su medición, las discrepancias son manifiestas. Las medidas tradicionalmente utilizadas para ello (tasas migratorias brutas y medidas apoyadas en la noción de saldo migratorio, como es el índice de efectividad migratoria¹²), han demostrado ser inadecuadas, pues no dan una cuantificación de la entidad de este proceso, sino solamente una idea de su estado por comparación con periodos anteriores. Además de no tratarse de medidas dirigidas a la cuantificación de la dispersión, la definición de saldo migratorio se olvida del papel estelar de los desplazamientos que absorben los propios territorios, y, como aspecto más importante, tanto las tasas migratorias como el índice de efectividad migratoria no reflejan las pautas de reparto de los flujos migratorios.

Una interpretación alternativa de la dispersión espacial, sugerida en Guijarro y Hierro (2004), entiende la dispersión espacial en términos del grado de orden o desorden existente en el reparto interno de los flujos migratorios de un sistema, pues en tanto este reparto se realice conforme a un criterio muy desigual, existirá concentración o polarización en tales flujos¹³, mientras que, ante un criterio de reparto igualitario, será evidente la presencia de un patrón de dispersión espacial¹⁴. Estadística-

¹⁰ Ante regiones insulares como Baleares y Canarias, se ha considerado que el mar es una región separadora más.

¹¹ Si $i = j$, $\pi_i \cdot p_{ij} \cdot d_{ij} = \pi_i \cdot p_{ij} \cdot d'_{ij}$, en ambas medidas, y si $i \neq j$, $\pi_i \cdot p_{ij} \cdot d_{ij} = \pi_i \cdot p_{ij} \geq \pi_i \cdot p_{ij} \cdot \frac{d'_{ij}}{k}$.

¹² Véase Shryock (1959), Pujadas *et al.* (1994), y Faura y Gómez (2002).

¹³ Esto sucederá en caso de que la mayoría de flujos migratorios partan de muy pocas regiones (polarización en origen) o se dirijan a un número reducido de regiones (polarización en destino).

¹⁴ Esta situación se producirá cuando los flujos migratorios estén bastante repartidos (tanto en origen como en destino).

mente, esta interpretación es posible a través del concepto de entropía, que se define como una medida del orden o desorden dentro de un sistema (Theil, 1967). Además de proporcionar una interpretación más ajustada de lo que se entiende por dispersión espacial, esta medida consigue incorporar la componente sistémica que se omite con otras medidas y, en la cuantificación de ese orden, se tienen en cuenta, también, los flujos migratorios que van a parar a un mismo territorio.

A partir de una matriz de flujos migratorios entre t y $t + 1$, $\mathbf{M}(t, t + 1) = \{m_{ij}(t, t + 1)$:

$\{m_{ij}(t, t + 1): i, j \in S\}$, se define la *entropía total del sistema* $ET(t, t + 1) = \log \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r$

$s_{ij}(t, t + 1) \cdot \log(1/s_{ij})$, con $s_{ij}(t, t + 1) = m_{ij} / \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r m_{ij}$, como una medida del grado de

equidistribución de los movimientos migratorios del sistema. Los valores mínimo y máximo de esta medida, 0 y $\log r^2$, indican, respectivamente, una situación de máximo desorden en el reparto de los flujos migratorios (máxima polarización espacial) y una situación de desorden mínimo (máxima dispersión espacial). Una medida normalizada de la anterior, la *redundancia relativa total del sistema*, es

$RRT(t, t + 1) = \frac{\log r^2 - ET(t, t + 1)}{\log r^2}$. Por construcción, su interpretación es la con-

traria a la de entropía total, indicado $RRT(t, t + 1) = 0$ una situación de dispersión máxima y, $RRT(t, t + 1) = 1$, máxima concentración.

4. Un análisis de la movilidad interregional y la dispersión espacial en las regiones españolas

En este apartado se examina la evolución de la movilidad interregional y la dispersión espacial en las regiones españolas para el periodo 1986-2003, a partir de la secuencia temporal de matrices de flujos CC.AA. origen-CC.AA. destino, disponible en la *Estadística de Variaciones Residenciales* (EVR)¹⁵.

La evolución seguida por movilidad interregional de acuerdo con las medidas y se presenta en el cuadro 1. El bajo valor de ambas medidas pone de manifiesto que la movilidad interregional es relativamente baja, con un fuerte predominio de la movilidad intrarregional, lo que es expresivo de la falta de unas migraciones in-

¹⁵ La elección de esta fuente obedece, fundamentalmente, a su periodicidad anual. Por otro lado, dado el alcance de los cambios introducidos en esta estadística desde mediados de los años 80 y la importancia de trabajar con una serie homogénea, el periodo de análisis arranca de 1986. Un inconveniente que aparece la elección de esta estadística es su comportamiento cíclico, coincidiendo con años de renovación padronal, en donde la EVR desciende notablemente. Para corregir este efecto, se han reemplazado cada una de las matrices de flujos correspondientes a esos años irregulares por la matriz promedio de las matrices correspondientes a los años inmediatamente anterior y posterior. Como inconveniente añadido, al menos para el objeto de este estudio, la EVR ofrece un registro de movimientos. A este respecto, aun cuando dos o más movimientos registrados en la EVR pueden corresponder a una sola persona y, por tanto, definir una sola transición, se ha supuesto la equivalencia entre movimiento y transición por cuestiones metodológicas.

teriores dotadas de poder corrector de las disparidades regionales en renta por habitante¹⁶. En cuanto a su evolución (gráfico 1), la movilidad interregional, tras un tímido descenso entre 1990 y 1993, coincidiendo con unos años caracterizados por altas tasas de desempleo que fomentan, en cierta medida, una mayor movilidad entre espacios poco alejados, ha permanecido prácticamente estable hasta 2003. Por otro lado, la amplia horquilla que separa a ambas medidas deja al descubierto la tendencia de la población española que emigra a otras regiones a elegir CC.AA. más o menos próximas.

Cuadro 1. Evolución de la movilidad interregional y la dispersión, 1986-2003

Año	d_1	d_2	RRT
1986	0,357	0,175	0,299
1987	0,353	0,182	0,300
1988	0,357	0,188	0,300
1989	0,363	0,188	0,294
1990	0,354	0,175	0,302
1991	0,344	0,169	0,310
1992	0,332	0,162	0,319
1993	0,307	0,146	0,333
1994	0,305	0,145	0,336
1995	0,297	0,144	0,340
1996	0,294	0,145	0,344
1997	0,291	0,147	0,347
1998	0,288	0,144	0,349
1999	0,293	0,146	0,345
2000	0,295	0,150	0,341
2001	0,303	0,151	0,337
2002	0,308	0,152	0,335
2003	0,302	0,146	0,340

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

En lo que se refiere a la dispersión espacial (cuadro 1), los valores de la redundancia relativa total apuntan a un proceso de dispersión espacial de magnitud preocupante, pero que tampoco puede catalogarse de dispersión extrema, tal y como apuntarían otras medidas basadas en saldos migratorios¹⁷, pues estamos hablando de redundancias relativas que se mueven entre 0,299 y 0,349¹⁸.

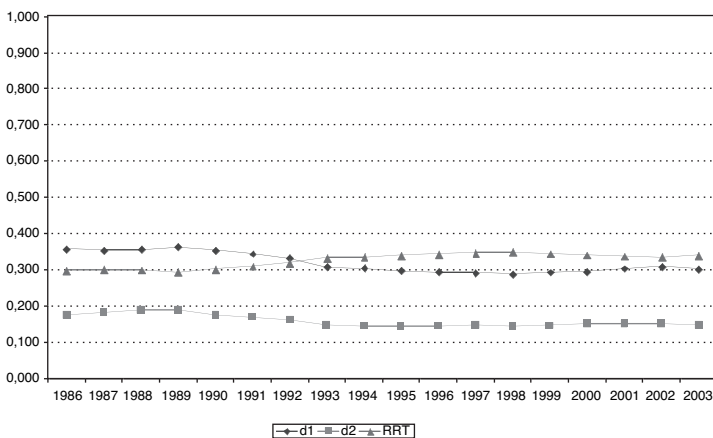
¹⁶ Debemos señalar que es posible que estos bajos niveles de movilidad interregional se estén viendo compensados con las altas tasas de inmigración extranjera de los últimos años, en la medida que esta inmigración se está concentrando en regiones con mayores niveles de crecimiento económico.

¹⁷ Véase Guijarro y Hierro (2004).

¹⁸ En gran medida, el hecho de que la construcción de estas medidas de entropía tengan en cuenta, también, a diferencia de medidas basadas en saldos migratorios, los flujos migratorios dentro de los propios territorios autonómicos, permite explicar que el valor de la redundancia relativa esté más próxima a 0,5 que a 0.

En cuanto a su evolución (gráfico 1), la dispersión espacial se ha mantenido prácticamente estable a lo largo del periodo. Si acaso, se observa una tímida disminución de la dispersión espacial entre 1990 y 1993, de manera opuesta a las medidas de movilidad, que, en esos mismos años, experimentaban un ligero aumento.

Gráfico 1. Evolución de la movilidad interregional y la dispersión espacial, 1986-2003



Según el coeficiente de correlación por rangos de Spearman, de $-0,996$ entre d_1 y RRT y de $-0,837$ entre d_2 y RRT, existe una elevada discordancia entre movilidad intrarregional y dispersión. Este resultado no es en ningún modo contradictorio, pues cuanto menor es el valor de las medidas de movilidad interregional anteriores, mayor es la movilidad intrarregional, lo cual genera un reparto más desigual de los flujos migratorios, en el sentido de que las CC.AA. quedan convertidas en los principales orígenes y destinos de los flujos migratorios (polarización en origen y en destino). En los años sesenta y setenta, las regiones más dinámicas ejercían polarización en destino y las menos dinámicas en origen (eran las principales emisoras), resultando unos saldos migratorios muy abultados. Desde los años ochenta, sin embargo, ha ido madurando una nueva forma de polarización, en la que las mismas CC.AA. ejercen ambos tipos de polarización. En cualquier caso, el valor de la redundancia relativa define a este sistema como disperso.

5. Conclusiones

En este trabajo se propone una medida de la familia de índices de movilidad interregional recogidas por Bartholomew (1996), que captura de manera más adecuada el efecto de la distancia en la medición de la movilidad, así como una nueva medida de dispersión geográfica. La utilización de ambas medidas a flujos migratorios en el pe-

riodo 1986-2003 indica, por un lado, que nos encontramos con unos niveles muy bajos de movilidad interregional, sin que se observe, además, un cambio de tendencia en los últimos años, y unos niveles de dispersión migratoria muy altos, que han tendido a suavizarse recientemente.

Bibliografía

- Bartholomew, D.J. (1996): *The Statistical Approach to Social Measurement*, Academic Press. Londres.
- Bentolila, S. (2001): «Las migraciones interiores en España». *Documento de Trabajo* 2001-07, FEDEA.
- Bibby, J. (1975): «Methods of Measuring Mobility». *Quality and Quantity*, 9:107-136.
- Cuadrado, J.R.; Garrido, R. y Mancha, T. (1999): «Disparidades regionales y convergencia en España. 1980-1995». *Revista de Estudios Regionales*, 55:109-137.
- De La Fuente (1996): «Economía regional desde una perspectiva neoclásica. De convergencia y otras historias». *Revista de Economía Aplicada*, 10:5-63.
- Faura, U. y Gómez, J. (2002): «¿Cómo medir los flujos migratorios?». *Revista de Sociología*, 66:15-44.
- Garrido, R. (2002): *Cambio estructural y desarrollo regional en España*. Pirámide. Madrid.
- Guijarro, M. y Hierro, M. (2004): «Algunas medidas de dispersión espacial aplicadas al estudio de los flujos migratorios regionales en España (1986-2003)», en *Actas de la XXX Reunión de Estudios Regionales*, Barcelona.
- Parzen, E. (1962): *Stochastic Processes*. Paraninfo. Madrid.
- Pujadas, I.; García, A. y Puga, M.D. (1994): «Los índices de efectividad migratoria y la evolución de las migraciones interiores en España (1971-1990)», en AGE, *Perfiles actuales de la geografía cuantitativa en España*. Málaga, pp. 265-284.
- Raymond, J.L. y García, B. (1996): «Distribución regional de la renta y movimientos migratorios». *Papeles de Economía Española*, 67:185-201.
- Shryock, H.S. (1959): «The Efficiency of Internal Migration in the United States», en *Actas del Congreso Internacional de Demografía de Viena de 1959*. Im Selbstverlag.
- Shorrocks, A.F. (1978): «The Measurement of Mobility». *Econometrica*, 46:1013-1024.
- Sommers, P.M. y Conlisk, J. (1978): «Eigenvalue Inmobility Measures for Markov Chains». *Journal of Mathematical Sociology*, 6:253-276.
- Theil, H. (1967): *Economics and Information Theory*. Amsterdam.
- Villaverde, J. (1996): «Desigualdades provinciales en España, 1955-1991». *Revista de Estudios Regionales*, 45:89-108.