

Pautas recientes de la movilidad laboral entre las provincias españolas. Periodo 2001-2006

Ángel Mauricio Reyes y Jesús Mur*

RESUMEN: En el trabajo tratamos de caracterizar la movilidad espacial existente en el mercado laboral español, tomando como referencia lo sucedido en el periodo comprendido entre los años 2001 a 2006. Para ello utilizamos datos sobre contratación producidos por el Instituto Nacional de Empleo. El objetivo que inicialmente nos proponemos es caracterizar la estructura espacial que subyace en los datos relativos a migración contratada. El análisis lo ampliamos introduciendo cierto detalle sectorial y sociodemográfico, en busca de singularidades y aspectos de interés. Sin embargo, la estructura espacial que encontramos es débil por lo que, en la segunda parte del trabajo, avanzamos hacia un modelo panel de tipo dinámico. Esta solución nos permite combinar la dimensión espacial, que da soporte físico a los datos, con la secuencia temporal que subyace en los flujos.

Clasificación JEL: C21, C50, R15.

Palabras clave: Movilidad espacial, análisis espacial, paneles dinámicos.

Recent patterns of labor mobility between the Spanish provinces. Period 2001-2006

ABSTRACT: In this paper we study the spatial mobility that characterizes the Spanish contemporaneous labor market, focusing our attention on the period 2001-2006. To this end, we use data on registered employment contracts as supplied by the Instituto Nacional de Empleo. Initial objective was to identify the spatial structure that exists in the data. We extend the analysis by introducing the sectoral and socio-demographic details of the migrants. However and given the weakness of the spatial structure that we found, we decided to specify a dynamic panel data model. This solution allows us to combine the spatial dimension, which gives support to the data, with the strong time dynamics of the flows.

¹ Departamento de Análisis Económico. Universidad de Zaragoza.
E-mail: angel.reyes@exalumnos.cide.edu. E-mail: jmur@unizar.es.
Autor para correspondencia: Jesús Mur. Departamento de Análisis Económico. Facultad Ciencias Económicas. Gran Vía, 2-4. 50005-Zaragoza (Spain).

JEL classification: C21, C50, R15.

Key words: Spatial mobility, spatial analysis, dynamic panel.

1. Introducción

El objetivo que nos planteamos con este estudio es caracterizar el tipo de movilidad espacial que domina actualmente en el mercado de trabajo español. Con esta finalidad empleamos registros sobre contratación laboral del Instituto Nacional de Empleo, que abarcan el periodo comprendido entre los años 2001 a 2006. La peculiaridad de estos datos estriba en que incorporan información explícita sobre la estructura espacial de los contratos. En sentido negativo, debemos advertir que son datos de migración con contrato previo lo que limita el alcance de los resultados que presentamos.

Nuestra aportación es puntual en una literatura muy rica que, en su formato actual, se consolida a lo largo de la década de los sesenta (Silvestre, 2002, para una revisión). En esos años coinciden una serie de investigaciones fundamentales sobre los movimientos migratorios en España, entre los que destacamos los de Tamames (1962) y García-Barbancho (1960, 1963 y 1967). Ambos autores son pioneros en esta línea porque se esfuerzan en combinar la faceta normativa de la investigación con la cuantitativa, aunque tiendan a apoyarse sobre los enunciados más tradicionales del problema. El supuesto básico es que el emigrante tipo, inducido por criterios puramente económicos, abandona actividades agrícolas en áreas rurales para incorporarse a los sectores industriales y de servicios de las zonas urbanas. La crisis económica y el proceso de transición política y social de los años setenta introducen cambios en el comportamiento de los agentes (Olano, 1990; Ródenas, 1994a, b). El resultado es lo que se denomina modelo de *migración inversa* (Bentolila, 1997a, b; de la Fuente, 1999) por el que regiones con niveles altos de renta per cápita y baja tasa de desempleo acaban mostrando saldos migratorios negativos. Además, la migración entre provincias distantes cede protagonismo en favor de la de corta distancia (Bover y Arellano, 2002).

Los cambios en la estructura de los flujos migratorios sugieren una pérdida en la eficiencia de los mecanismos de mercado, ya que se producen en un contexto en el que las diferencias interregionales, en cuanto a tasas de paro o niveles de renta, siguen siendo elevadas. Esta aparente contradicción se mantiene también en los años más recientes, planteando numerosos interrogantes. Los estudios publicados en el último periodo barajan una amplia gama de hipótesis, reflejo de la incertidumbre del momento, y utilizan técnicas de análisis más poderosas (Antolín y Bover, 1997; Juárez, 2000; Maza y Villaverde, 2004a, b; Ródenas y Martí, 2005, por ejemplo).

Nuestro trabajo apunta a que los patrones de movilidad laboral más recientes han ganado en complejidad con respecto a las pautas tradicionales que han caracterizado el modelo español. Predominan los movimientos de corta distancia, a pe-

sar de que los interprovinciales han adquirido cierto protagonismo¹. La movilidad responde, en buena medida, a las diferencias económicas y a los desajustes territoriales en los mercados de trabajo, aunque parecen existir patrones sectoriales y estacionales bastante específicos. Encontramos también otros aspectos, de índole social o personal (con una fuerte carga subjetiva, en cualquier caso), que tienen una incidencia considerable en el modelado final de esos flujos. Por otro último, la repetición sistemática de patrones migratorios en el tiempo apunta a la existencia de una bolsa de trabajadores que se encuentran en continuo movimiento atrapados en los mecanismos de la contratación temporal.

El trabajo que presentamos se estructura en cinco secciones. En la segunda se repasa la literatura reciente producida para el caso español. La tercera sección incluye un análisis descriptivo de la información estadística utilizada en el estudio (contratos laborales registrados por el INEM), en el que prestamos una atención particular a la estructura espacial consolidada en los datos. En la cuarta sección nos centramos en las cuestiones econométricas de especificación y estimación asociadas al modelo que proponemos. Finalizamos el trabajo con una sección de conclusiones.

2. Un examen de la literatura reciente sobre la migración interior en España por motivos laborales

De acuerdo a Shields y Shields (1989), el emigrante puede interpretarse como un proveedor de trabajo, como un inversor en capital humano o como un consumidor de *amenidades*² regionales, ya sea en un contexto individual o en el seno de una unidad migratoria más amplia como es la familia. Vamos a plantear esta misma tipología para clasificar los numerosos trabajos que se han publicado en las últimas décadas sobre los movimientos migratorios en España.

En el primer grupo incluiremos los más próximos al modelo clásico, por el que los trabajadores responden esencialmente a los desequilibrios existentes a nivel territorial. Los mercados de factores son competitivos y los agentes toman decisiones de forma racional y con criterios optimizadores. De esta forma, el trabajo se moverá de la región *i* a la *j* en respuesta, básicamente, a diferencias salariales. Existe toda una serie de factores (barreras e impedimentos a la migración, información imperfecta, etc.) que pueden deteriorar la capacidad de ajuste del sistema y la propia estabilidad del equilibrio. La persistencia de diferencias salariales entre regiones es, obviamente,

¹ Las migraciones interprovinciales han seguido aumentando de manera sostenida. Lo que ha sucedido es que éstas migraciones han perdido peso relativo en el total de las migraciones interiores debido al mayor crecimiento de las migraciones intraprovinciales.

² El vocablo *amenidades* (del inglés *amenities*) puede entenderse en el sentido de comodidades, servicios e instalaciones de una ciudad o demarcación geográfica. En la literatura sobre migraciones es frecuente encontrar el término *amenidades* para significar un conjunto de factores como el clima o la disponibilidad de servicios sociales y oportunidades recreativas que pueden considerarse bienes no comerciables y que hacen atractiva una ciudad, provincia o región en relación a otras (véase, por ejemplo, Greenwood, 1975; Shields y Shields, 1989; de la Fuente, 1999).

un hecho no explicado por el modelo básico, el cual ha sido ampliado en diferentes direcciones: incidencia de factores locales en el proceso de toma de decisiones, relajamiento del supuesto de homogeneidad, costes monetarios y psicológicos de la migración, etc.

El segundo grupo forma parte de la teoría del capital humano y la hipótesis básica es que el movimiento migratorio es una decisión de inversión, de modo que los agentes se desplazarán solo si el valor actual neto de dicha decisión es positivo. El centro de atención se desplaza de los mercados de trabajo agregados al entorno micro del emigrante (Todaro, 1969). En general, los modelos de capital humano son flexibles y se adaptan bien tanto a análisis de tipo agregado como a otros basados en las decisiones individuales de los agentes.

El tercer grupo de modelos se centran en el papel de las *amenidades*, de modo que los emigrantes son tratados como agentes maximizadores de la utilidad sujetos a la preceptiva restricción presupuestaria. En este enfoque resulta particularmente importante el supuesto de estabilidad de la función de utilidad. Las extensiones del modelo vinculan el problema de decisión con el ciclo vital de los agentes, con la extensión de las medidas de protección social (Cebula, 1979) y con el grado de desarrollo de la sociedad (Shaw, 1975).

En el Cuadro 1 presentamos una selección, incompleta aunque representativa, de los muchos trabajos que se han publicado en los últimos años sobre la experiencia española. En general, dominan enfoques basados en una aproximación clásica o con base en la teoría del capital humano. Los trabajos más recientes destacan por la heterogeneidad de sus planteamientos, en los que se mezclan diversos enfoques (convergencia económica, modelos sobre búsqueda de empleo y permanencia en el desempleo, salario de reserva, modelos de elección espacial, etc.). La misma tendencia a la diversidad se manifiesta en la metodología de análisis empleada, aunque dominan enfoques de tipo paramétrico con especificaciones de tipo panel donde se incorporan mecanismos más o menos complejos (cadenas de Markov, estructuras dinámicas, efectos espaciales, etc.).

La variable endógena no cambia sustancialmente entre los diferentes trabajos: a menudo se trata de la tasa de migración neta, corregida por el tamaño de los puntos de origen/destino, o de una medida de la probabilidad individual de emigrar. En ambos casos, la discusión suele resolverse en términos agregados, por puntos de origen/destino, o descendiendo al detalle para examinar los flujos entre pares de puntos. El periodo temporal vuelve a ser variable, combinando trabajos con un solo corte transversal junto a otros donde se adopta una perspectiva a muy largo plazo. Por último, las unidades espaciales de referencia más utilizadas son Comunidades Autónomas o las provincias.

El primer bloque de estudios analiza el problema de la migración tomando como base la teoría de los flujos de trabajo. El rasgo fundamental de esta corriente es la concepción de la movilidad espacial de este factor como mecanismo de compensación de desequilibrios interregionales. En esta línea, González (1991 y 1992) juega con diferentes especificaciones dinámicas con estructura causal. De hecho, observa la existencia de un proceso de convergencia lenta que tiende a una situación de equilibrio a largo plazo, donde las desviaciones en salarios y desempleo se compensan. La

Cuadro 1. Selección de estudios recientes sobre los determinantes de los flujos migratorios interiores en España

<i>Autores</i>	<i>Periodo</i>	<i>Clasificación</i>	<i>Metodología</i>	<i>Nivel Geográfico</i>	<i>Variable Dependiente</i>
González (1991)	1960-1985	Flujos de trabajo	Panel de datos	17 CCAA	Tasa de migración neta regional
González (1992)	1980-1985	Flujos de trabajo	Corte transversal y panel de datos	17 CCAA	Emigración bruta
Rodenas (1994a)	1960-1989	Flujos de trabajo	Corte transversal	17 CCAA	Tasa de emigración bruta
Bover y Arellano (2002)	1988-1992	Flujos de trabajo	Logit multinomial	17 CCAA	Probabilidad de migración condicional
Maza y Villaverde (2004a)	1995-2000	Flujos de trabajo	No paramétrico y panel de datos	España	Tasa migratoria neta
Maza y Villaverde (2004b)	1995-2002	Flujos de trabajo	Estimación semiparamétrica con panel de datos	17 CCAA	Tasa migratoria neta
García-Ferrer (1979)	1960-1970	Capital humano	Ecuaciones simultáneas	50 Provincias	Tasa de emigración, tasa de inmigración, tasa de crecimiento del ingreso, tasa de crecimiento del empleo y tasa de crecimiento del desempleo
Santillana (1981)	1960-1973	Capital humano	Corte transversal	47 Provincias	Tasa de migración interprovincial
Antolin y Bover (1997)	1987-1991	Capital humano	Pool de datos, probit y logit	17 CCAA	Probabilidad individual de emigrar
Abellán (1998)	1981-1991	Capital humano	Ecuaciones simultáneas	España	Ganancia salarial asociada a la decisión de emigrar
Serrano (1998)	1964-1993	Capital humano	Pool de datos y panel de datos	50 Provincias	Tasa migratoria provincial neta; variación de la tasa migratoria neta provincial
Sanromá y Ramos (1999)	1990/91	Capital humano	Mínimos cuadrados ordinarios	49 Provincias	Logaritmo del salario anual
Devillanova y García-Fontes (2004)	1978-1992	Capital humano	Binomial negativa generalizada	50 Provincias	Tasa de migración neta
Martínez (2006)	1996-2004	Capital humano	Panel de datos	17 CCAA	Tasa de migración bruta entre dos regiones
Raymond y García (1996)	1962-1994	Otros (convergencia)	Panel de datos	17 CCAA	Tasa de migración neta
De la Fuente (1999)	1955-1993	Otros (convergencia)	Panel de datos	17 CCAA	Tasa de crecimiento de la densidad de la población relativa de la región r en el periodo t . Tasa de migración neta.

Cuadro 1. Relación de estudios contemporáneos sobre los determinantes de los flujos migratorios interiores (*cont.*)

<i>Autores</i>	<i>Periodo</i>	<i>Clasificación</i>	<i>Metodología</i>	<i>Nivel Geográfico</i>	<i>Variable Dependiente</i>
Antolin (1995)	1987-1991	Otros (desequilibrio)	Pool de datos, probit y logit	17 CCAA	Esfuerzo de búsqueda de empleo
Ahn, de la Rica, y Ugi-dos (1999)	1992-1995	Otros (desequilibrio)	Panel de datos, logit	España	Disponibilidad a emigrar y duración del desempleo individual
Ahn, Jimeno y García (2002)	1987-2000	Otros (desequilibrio)	Panel de datos	17 CCAA	Disposición a emigrar por razones de trabajo
Juárez (2000)	1963-1993	Otros (desequilibrio)	Panel de datos	17 CCAA	Tasa de migración bruta entre dos regiones cualesquiera.
Faura, Gómez y Aranda (2000)	1986-1995	Otros	Pool de datos, regresión no lineal	17 CCAA	Medida de movilidad global
Ródenas y Martí (2002)	1990-1999	Otros	Técnicas descriptivas	50 Provincias	-
Ródenas y Martí (2005)	1990-1999	Otros	Cluster	50 Provincias	-
Guijarro y Hierro (2005) Hierro y Guijarro (2007)	1986-2001	Otros	Cadenas de Markov	17 CCAA	-
Hierro (2007)	2003-2005	Otros	Índices de movilidad con base en probabilidades de transición	17 CCAA	-
Bentolila y Dolado (1990)	1962-1986	Amenidades	Pool de datos, variables instrumentales	17 CCAA	Probabilidad de emigrar entre dos regiones
Bentolila (1992)	1962-1990	Amenidades	Técnicas descriptivas	17 CCAA	-
Gil y Jimeno (1993)	1991	Amenidades	Corte transversal, Probit	17 CCAA	Probabilidad de emigrar entre dos regiones
Bentolila (1997b)	1962-1994	Amenidades	Técnicas descriptivas	España	-
Bentolila y Jimeno (1998)	1976-1994	Amenidades	Panel de datos	17 CCAA	Grado de persistencia del desempleo regional
Bentolila (2001)	1960-2000	Amenidades	Técnicas descriptivas	España	Persistencia del desempleo regional
Bover y Velilla (2001)	Siglo XX	Amenidades	Técnicas descriptivas	España	

distancia y el clima (amenidades en definitiva) son factores que los individuos también parecen tomar en cuenta.

Ródenas (1994a) contrasta las hipótesis de sistemas regionales económicamente desequilibrados y de sistemas con diferencias compensadoras³, obteniendo que el pa-

³ Bajo el modelo neoclásico los sistemas regionales económicamente desequilibrados se refieren a resultados que pueden conducir a condiciones extremas de polarización entre las regiones (por ejemplo, a la concentración total de los emigrantes y las actividades en una sola región). Los sistemas regionales con diferencias compensadoras se basan en el mismo paradigma neoclásico, pero introducen modificaciones en los supuestos sobre la migración de tal manera que puedan obtenerse resultados menos radicales y quizás más cercanos a la realidad. La idea es permitir que los flujos de migrantes entre una región y otra se compensen entre sí en un proceso que llevaría hacia el equilibrio de las regiones y, eventualmente, hacia la convergencia (véase, Greenwood, 1985; Baldwin, *et al.*, 2003).

trón migratorio español de los años ochenta no responde sólo a los determinantes económicos tradicionales (diferencias en las tasas de salarios, empleo y paro). Por el contrario, intervienen una serie de factores, relativos a los mercados inmobiliarios y de trabajo, que apuntan a la existencia de barreras a la movilidad interregional⁴.

Bover y Arellano (2002) cambian de perspectiva al analizar la probabilidad de emigrar, dadas las características de los individuos y su región de residencia. El estudio permite concluir que esta probabilidad depende de factores objetivos tales como la proporción de empleo en el sector servicios, el desempleo, el precio de la vivienda o la formación del individuo. Maza y Villaverde (2004a) evalúan la incidencia de este mismo tipo de variables (tasa de paro, renta, precio de la vivienda) usando técnicas no paramétricas. Los resultados tienden a corroborar la capacidad de arrastre de esos tres elementos en particular. En un estudio complementario (Maza y Villaverde, 2004b), los mismos autores amplían el análisis incorporando variables asociadas al entorno físico y social de los puntos de origen y destino y la consecuencia es que tiende a difuminarse la evidencia.

Otro bloque numeroso de trabajos sobre movilidad se ajusta al enfoque del capital humano. Entre ellos podemos destacar los de García-Ferrer (1979), Santillana (1981), Antolín y Bover (1997), Abellán (1998), Serrano (1998), Sanromá y Ramos (1999), Devillanova y García-Fontes (2004) y Martínez (2006).

El estudio de García-Ferrer (1979) reviste cierta singularidad puesto que es de los primeros en tratar con los problemas de endogeneidad propios de este tipo de modelos. Como observa el autor, la migración estimula el crecimiento del empleo y de la renta en las áreas urbanas, que son los mismos factores a los que parecen responder las decisiones de los emigrantes lo que tiende a reforzar el proceso de urbanización. Los resultados de García-Ferrer contradicen las predicciones del paradigma neoclásico, y apuntan hacia modelos de desequilibrio próximos a la hipótesis de *causación acumulativa*. Santillana (1981) incide, además, en la importancia de las redes sociales en las provincias de destino como factor que ayuda a toma la decisión de emigrar.

Antolín y Bover (1997) cuestionan el impacto real de los flujos migratorios como mecanismo para suavizar los desequilibrios territoriales. Por el contrario, advierten que durante el periodo 1987-1991 los emigrantes salen de regiones donde los salarios son altos. Esta paradoja realza el papel de los factores de tipo estrictamente personal, al impulsar decisiones no óptimas. Abellán (1998) y Serrano (1998) amplían la discusión rompiendo con el supuesto implícito de homogeneidad en la distribución espacial del capital humano. La existencia de cierta heterogeneidad en este factor justificaría el mantenimiento de diferencias regionales importantes en variables tales como salarios o tasas de paro. Devillanova y García-Fontes (2004) insisten en misma dirección para acabar planteando el papel de los mecanismos de autoselección.

Por otro lado, Sanromá y Ramos (1999) tratan de explicar las diferencias salariales existentes entre las regiones mediante su relación con la productividad. El objetivo explícito es acotar el impacto de lo que denominan *efecto territorial* que se ob-

⁴ De la Fuente (1999) considera que estas conclusiones son prematuras debido a que no queda claro por qué el modelo de sistemas regionales desequilibrados no funciona en los últimos años de estudio.

serva sobre los salarios una vez que se han descontado los efectos individuales y las características propias del puesto de trabajo.

Raymond y García (1996) y de la Fuente (1999) se aproximan al problema utilizando un enfoque más clásico basado en la literatura sobre convergencia. En el mismo contexto podríamos situar otros trabajos como los de Bentolila y Dolado (1990), Gil y Jimeno (1993), Bentolila (1992, 1997a, b, 2001) o Bover y Velilla (2001), entre otros, en los que se analiza el impacto de las *amenidades* regionales convertidas, de hecho, en barreras que limitan los flujos migratorios. Martínez (2006) se centra en la problemática vinculada a los inmigrantes no nacionales.

Finalmente, otro grupo de trabajos, entre los que podemos mencionar los de Faura *et al.* (2000), Ródenas y Martí (2002, 2005), Guijarro y Hierro (2005), Hierro (2007) se aproximan al problema de las migraciones interiores utilizando planteamientos singulares que corroboran la vitalidad de este campo de investigación.

3. Movimiento de trabajadores entre las provincias españolas. Periodo 2001-2006

De acuerdo con el Instituto Nacional de Empleo (2006), una cantidad nada desdeñable de los contratos suscritos en España son para trabajos en una provincia distinta de aquella en la que reside habitualmente el trabajador. Es decir, la realización del contrato exige a menudo el desplazamiento del trabajador, en una proporción que varía según las características personales de los individuos, del sector económico al que se adscribe la empresa de destino y la duración del contrato, entre otros aspectos.

El Cuadro 2 muestra la distribución del número de contratos de trabajo suscritos durante el periodo 2001-2006. En concreto, más del 88,4% se consumen en el interior de cada provincia mientras que el restante 11,6% exige al trabajador desplazarse fuera de la misma.

Cuadro 2. Número de contratos de trabajo intra e interprovinciales en España

Año	Total	Intraprovinc.	Interprovinc.	% sobre el Total	
				Intraprovi.	Interprovi.
2001	12.700.378	11.258.413	1.441.965	88.6	11.4
2002	12.928.299	11.456.404	1.471.895	88.6	11.4
2003	13.837.379	12.226.431	1.610.948	88.4	11.6
2004	15.850.708	13.998.609	1.852.099	88.3	11.7
2005	16.872.757	14.930.629	1.942.128	88.5	11.5
2006	18.272.424	16.108.854	2.163.570	88.2	11.8
Total	90.461.945	79.979.340	10.482.605	88.4	11.6

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Observatorio de Empleo, INEM.

En el año 2001 se formalizaron algo más de un millón cuatrocientos mil contratos de trabajo en los que el trabajador residía en una provincia diferente a la de la empresa contratante⁵. En 2006, esta cifra se aproximó a los dos millones doscientos mil. Los contratos intraprovinciales crecieron a una tasa del 7,4% anual mientras que los interprovinciales lo hicieron un punto por encima (8,5%). El género del trabajador introduce ciertos matices, como se aprecia en el Cuadro 3. Los varones parecen tener mayor predisposición para desplazarse mientras que las mujeres tienden a ser más-conservadoras, prefiriendo entornos cercanos al de su lugar de residencia⁶:

Cuadro 3. Número de contratos de trabajo por género en España

Año	Hombres	Participación %	Mujeres	Participación %	Total
Contratos totales					
2001	7.188.414	56,6	5.511.964	43,4	12.700.378
2002	7.278.632	56,3	5.649.667	43,7	12.928.299
2003	7.735.095	55,9	6.102.284	44,1	13.837.379
2004	8.781.292	55,4	7.069.416	44,6	15.850.708
2005	9.313.762	55,2	7.558.995	44,8	16.872.757
2006	10.068.106	55,1	8.204.318	44,9	18.272.424
Total	50.365.301	55,7	40.096.644	44,3	90.461.945
Contratos de tipo intraprovincial					
2001	6.372.262	56,6	4.886.151	43,4	11.258.413
2002	6.346.848	55,4	5.109.556	44,6	11.456.404
2003	6.700.084	54,8	5.526.347	45,2	12.226.431
2004	7.587.246	54,2	6.411.363	45,8	13.998.609
2005	8.062.540	54,0	6.868.089	46,0	14.930.629
2006	8.650.455	53,7	7.458.399	46,3	16.108.854
Total	43.719.434	54,7	36.259.906	45,3	79.979.340
Propensión		86,8		90,4	88,4
Contratos de tipo interprovincial					
2001	814.710	56,5	627.255	43,5	1.441.965
2002	937.597	63,7	534.298	36,3	1.471.895
2003	1.029.396	63,9	581.552	36,1	1.610.948
2004	1.192.752	64,4	659.347	35,6	1.852.099
2005	1.254.615	64,6	687.513	35,4	1.942.128
2006	1.408.484	65,1	755.086	34,9	2.163.570
Total	6.637.554	63,2	3.845.051	36,8	10.482.605
Propensión		13,2		9,6	11,6

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Observatorio de Empleo, INEM. El contraste F de igualdad en las propensiones estimadas para ambas categorías toma un valor de 286.588,2. Se rechaza, en consecuencia, la hipótesis nula.

⁵ Es lo que, en adelante, denominaremos *contratos interprovinciales*. Los *contratos intraprovinciales* se caracterizan porque hay coincidencia entre la provincia de residencia del contratado y la de la empresa contratante.

⁶ Es difícil discriminar hasta qué punto es la empresa contratante (que selecciona), o el trabajador contratado (que acepta o declina la oferta), quien introduce esas diferencias.

La edad es otro factor que, tradicionalmente, se ha considerado importante a la hora de explicar la decisión de aceptar un contrato en el que sea necesario cambiar el lugar de residencia. La evidencia que obtenemos en nuestro caso es débil, tal como se aprecia en el Cuadro 4. De acuerdo con esos datos, parece que la predisposición es mayor entre la población más joven, especialmente en el segmento que va desde los 20 a los 29 años, y que la resistencia aumenta progresivamente a partir de los 35 años. Las diferencias no son importantes aunque resultan ser estadísticamente significativas.

Cuadro 4. Contratos por grupo de edad en España (participación porcentual)

Año	Intervalos de edades										Total
	16-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	Mayores de 59	
Contratos totales											
2001	9,0	24,9	21,2	14,1	10,8	8,1	5,5	3,5	2,0	0,9	100,0
2002	8,2	23,9	21,5	14,4	11,1	8,5	5,8	3,7	2,1	0,9	100,0
2003	7,7	22,8	21,4	14,5	11,4	8,9	6,1	3,9	2,3	1,1	100,0
2004	7,5	22,2	21,5	14,7	11,4	9,1	6,4	3,9	2,3	1,1	100,0
2005	7,4	21,4	21,3	15,1	11,5	9,3	6,7	4,0	2,2	1,1	100,0
2006	7,3	20,4	20,9	15,6	11,9	9,5	7,0	4,1	2,2	1,2	100,0
Total	7,8	22,4	21,3	14,8	11,4	8,9	6,3	3,9	2,2	1,1	100,0
Contratos de tipo intraprovincial											
2001	9,1	24,8	21,1	14,1	10,8	8,2	5,5	3,6	2,1	0,9	100,0
2002	8,2	23,8	21,4	14,4	11,1	8,5	5,8	3,7	2,1	1,0	100,0
2003	7,7	22,6	21,2	14,5	11,4	8,9	6,2	3,9	2,3	1,1	100,0
2004	7,5	21,8	21,3	14,7	11,5	9,2	6,5	4,0	2,3	1,1	100,0
2005	7,3	20,9	21,1	15,2	11,7	9,4	6,8	4,1	2,3	1,2	100,0
2006	7,7	20,3	20,4	15,3	11,9	9,6	7,2	4,2	2,3	1,2	100,0
Total	7,9	22,3	21,1	14,7	11,4	9,0	6,4	3,9	2,2	1,1	100,0
Propen,	89,7	87,6	87,5	88,1	88,8	89,2	89,6	89,8	90,8	92,3	88,4
Contratos de tipo intraprovincial											
2001	8,3	25,3	22,0	14,5	10,7	8,0	5,4	3,3	1,8	0,7	100,0
2002	7,6	24,5	22,3	14,6	11,1	8,4	5,6	3,5	1,8	0,7	100,0
2003	7,4	25,2	22,5	14,3	10,8	8,2	5,5	3,5	1,8	0,8	100,0
2004	7,5	24,9	22,9	14,4	10,7	8,2	5,6	3,4	1,8	0,7	100,0
2005	7,6	25,3	23,0	14,3	10,4	8,1	5,7	3,3	1,6	0,7	100,0
2006	4,8	21,0	24,7	17,4	11,9	8,6	5,9	3,3	1,7	0,8	100,0
Total	7,8	22,4	21,3	14,8	11,4	8,9	6,3	3,9	2,2	1,1	100,0
Propen,	10,3	12,4	12,5	11,9	11,2	10,8	10,5	10,3	9,2	7,7	11,6

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Observatorio de Empleo, INEM. El contraste F de igualdad en las propensiones estimadas para las diez categorías toma un valor de 97.165,9. Se rechaza, en consecuencia, la hipótesis nula.

Mayor incidencia parece tener el nivel de estudios del individuo aunque el impacto de esta variable no se produce de forma lineal. En el Cuadro 5 se observa que los grupos más propensos a aceptar el desplazamiento se encuentran en los extremos: los de menor formación (el 13,6% salen de la provincia de residencia) y los que cuentan con un título de educación superior (salen el 14,7%).

Cuadro 5. Contratos y nivel formativo en España (participación porcentual)

<i>Año</i>	<i>Primarios o inferior</i>	<i>Secundarios</i>	<i>Form. profes. o equivalente</i>	<i>Superiores</i>	<i>Total</i>
Contratos totales					
2001	5,6	76,6	9,1	8,8	100,0
2002	6,5	76,4	8,7	8,4	100,0
2003	9,3	74,4	8,2	8,1	100,0
2004	13,4	69,3	9,1	8,2	100,0
2005	11,7	68,7	11,1	8,5	100,0
2006	11,7	68,7	11,4	8,2	100,0
Total	10,0	71,9	9,7	8,4	100,0
Contratos de tipo intraprovincial					
2001	5,4	76,9	9,2	8,5	100,0
2002	6,4	76,7	8,9	8,1	100,0
2003	9,2	74,7	8,4	7,9	100,0
2004	13,1	69,7	9,3	8,0	100,0
2005	11,5	69,0	11,3	8,2	100,0
2006	11,4	69,0	11,7	7,9	100,0
Total	9,8	72,2	9,9	8,1	100,0
Propen.	86,6	88,8	90,2	85,3	88,4
Contratos de tipo interprovincial					
2001	6,5	74,7	7,9	11,0	100,0
2002	7,2	74,5	7,8	10,6	100,0
2003	10,6	72,2	7,2	10,0	100,0
2004	15,7	66,6	7,7	10,1	100,0
2005	13,2	66,6	9,3	10,9	100,0
2006	14,2	66,3	9,2	10,4	100,0
Total	11,7	69,6	8,2	10,5	100,0
Propen.	13,6	11,2	9,8	14,7	11,6

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Observatorio de Empleo, INEM. El contraste F de igualdad en las propensiones estimadas para las cuatro categorías toma un valor de 132.737,7. Se rechaza, en consecuencia, la hipótesis nula.

Uno de los hechos más relevantes que han afectado al mercado de trabajo español ha sido la incorporación de no nacionales, que representan casi el 20% de los contratos firmados en el año 2006. En el Cuadro 6 se aprecia que su actitud tiende a ser conservadora prefiriendo permanecer en la provincia de residencia. Las diferencias, en cualquier caso, son reducidas aunque se mantienen de forma persistente en el tiempo.

La duración del contrato tampoco introduce diferencias de importancia. A lo largo del periodo se pusieron en marcha diferentes medidas legislativas para apoyar la contratación indefinida. De acuerdo a los datos del Cuadro 7, podemos cifrar ese impulso en una mejora de dos puntos porcentuales, con un impacto ligeramente superior en los intraprovinciales con respecto a los interprovinciales. Las diferencias, como se ha dicho, son pequeñas pero estadísticamente significativas.

Cuadro 6. Contratos y nacionalidad del trabajador

Año	<i>No Nacionales</i>				<i>Nacionales</i>		<i>Total</i>
	<i>No Comunitarios</i>		<i>Comunitarios</i>		<i>N.º contra.</i>	<i>% parti.</i>	
	<i>N.º contra.</i>	<i>% parti.</i>	<i>N.º contra.</i>	<i>% parti.</i>			
Contratos totales							
2001	698.521	5,5	177.805	1,4	11.824.052	93,1	12.700.378
2002	1.034.264	8,0	180.996	1,4	11.713.039	90,6	12.928.299
2003	1.231.527	8,9	207.561	1,5	12.384.454	89,5	13.837.379
2004	1.648.474	10,4	269.462	1,7	13.916.922	87,8	15.850.708
2005	2.379.059	14,1	320.582	1,9	14.173.116	84,0	16.872.757
2006	3.033.222	16,6	475.083	2,6	14.764.119	80,8	18.272.424
Total	10.025.066	11,1	1.631.490	1,8	78.805.389	87,1	90.461.945
Contratos de tipo intraprovincial							
2001	630.471	5,6	157.618	1,4	10.470.324	93,0	11.258.413
2002	916.512	8,0	171.846	1,5	10.368.046	90,5	11.456.404
2003	1.088.152	8,9	195.623	1,6	10.942.656	89,5	12.226.431
2004	1.469.854	10,5	237.976	1,7	12.290.779	87,8	13.998.609
2005	2.150.011	14,4	283.682	1,9	12.496.936	83,7	14.930.629
2006	2.754.614	17,1	418.830	2,6	12.935.410	80,3	16.108.854
Total	9.009.614	11,3	1.465.575	1,8	69.504.151	86,9	79.979.340
Propen.		89,9		89,8		88,2	88,4
Contratos de tipo interprovincial							
2001	69.214	4,8	14.420	1,0	1.358.331	94,2	1.441.965
2002	107.448	7,3	16.191	1,1	1.348.256	91,6	1.471.895
2003	141.763	8,8	20.942	1,3	1.448.242	89,9	1.610.948
2004	190.766	10,3	27.781	1,5	1.633.551	88,2	1.852.099
2005	213.634	11,0	33.016	1,7	1.695.478	87,3	1.942.128
2006	281.264	13,0	51.926	2,4	1.830.380	84,6	2.163.570
Total	1.004.090	9,6	164.276	1,6	9.314.238	88,9	10.482.605
Propen.		10,1		10,1		11,8	11,6

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Observatorio de Empleo, INEM. El contraste F de igualdad en las propensiones estimadas para ambas categorías toma un valor de 31.976,4. Se rechaza, en consecuencia, la hipótesis nula.

Cuadro 7. Contratos atendiendo a la duración del mismo

Año	Contratos temporales		Contratos indefinidos		Total
	Número	% parti.	Número	% parti.	
Contratos totales					
2001	11.506.542	90,6	1.193.836	9,4	12.700.378
2002	11.764.752	91,0	1.163.547	9,0	12.928.299
2003	12.647.364	91,4	1.190.015	8,6	13.837.379
2004	14.487.547	91,4	1.363.161	8,6	15.850.708
2005	15.371.082	91,1	1.501.675	8,9	16.872.757
2006	16.134.550	88,3	2.137.874	11,7	18.272.424
Total	81.911.838	90,5	8.550.107	9,5	90.461.945
Contratos de tipo intraprovincial					
2001	10.188.864	90,5	1.069.549	9,5	11.258.413
2002	10.425.328	91,0	1.031.076	9,0	11.456.404
2003	11.174.958	91,4	1.051.473	8,6	12.226.431
2004	12.794.729	91,4	1.203.880	8,6	13.998.609
2005	13.586.872	91,0	1.343.757	9,0	14.930.629
2006	14.191.900	88,1	1.916.954	11,9	16.108.854
Total	72.362.651	90,5	7.616.689	9,5	79.979.340
Propen.		88,3		89,1	88,4
Contratos de tipo interprovincial					
2001	1.310.746	90,9	131.219	9,1	1.441.965
2002	1.340.896	91,1	130.999	8,9	1.471.895
2003	1.477.239	91,7	133.709	8,3	1.610.948
2004	1.698.375	91,7	153.724	8,3	1.852.099
2005	1.780.931	91,7	161.197	8,3	1.942.128
2006	1.940.722	89,7	222.848	10,3	2.163.570
Total	9.548.910	91,1	933.695	8,9	10.482.605
Propen.		11,7		10,9	11,6

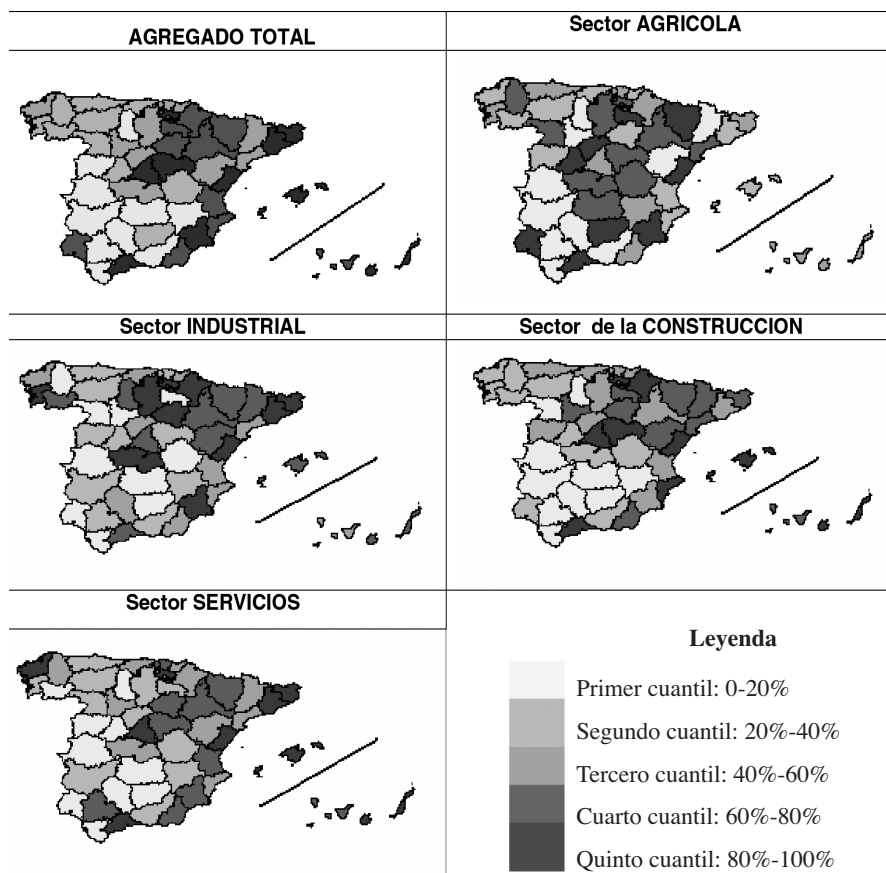
Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Observatorio de Empleo. INEM. El contraste F de igualdad en las propensiones estimadas para ambas categorías toma un valor de 4.107,7. Se rechaza, en consecuencia, la hipótesis nula.

En el Cuadro 8 incluimos los datos desagregados correspondientes al sector económico al que se adscribe la empresa contratante y a la provincia de residencia del trabajador. Para facilitar la comparación de resultados, presentamos el saldo de entradas/salidas acumulado para el periodo 2001-2006, en porcentaje sobre la población activa de la provincia respectiva. Esos mismos datos se presentan en la Figura 1.

Los resultados que observamos tienden a corroborar las expectativas. Los movimientos migratorios que se producen en el periodo 2001-2006 tienen lugar desde el oeste de la península hacia el este y, en general, desde el interior hacia el exterior. La costa mediterránea ejerce una poderosa atracción, junto con Madrid y el corredor del Ebro, sobre todo en actividades de servicios y en la construcción. El liderazgo en el capítulo industrial corresponde a los cinturones industriales barcelonés y madrileño, seguidos del valle alto del Ebro. En el apartado agrícola, la atención se dirige prefe-

rentemente a provincias del sur, como Jaén, Murcia o Huelva, junto a las tradicionales del cuadrante noreste (La Rioja, Álava, Huesca).

Figura 1. Estructura espacial de los saldos migratorios, en porcentaje de la población activa provincial. Distribución a 5 cuantiles para el acumulado del periodo 2001-2006



En el Cuadro 9 presentamos datos correspondientes a lo que puede entenderse como medida de autosuficiencia del mercado de trabajo provincial. En concreto, el que denominamos indicador de cobertura de emigración se obtiene como el cociente de los contratos intraprovinciales firmados por los residentes en la provincia sobre el número total de contratos firmados por esos mismos residentes. El indicador de cobertura de inmigración se obtiene como el cociente de los contratos de tipo intraprovincial firmados en la provincia sobre el número total de contratos firmados para trabajar en esa provincia. Es decir, el primero puede utilizarse para medir la probabilidad del trabajador de permanecer en su provincia de residencia, mientras que el segundo es una estimación de la necesidad de contratar trabajadores no residentes. En la Figura 2 presentamos los mapas correspondientes a los agregados totales.

Cuadro 8. Contratos por sector económico. Acumulado para el periodo 2001-06 y en porcentaje de la población activa provincial.

	SALDO INTERPROVINCIAL				
	Total	Agricul.	Indust.	Constru.	Servici.
ALAVA	5,64	0,74	2,00	1,75	1,16
ALBACETE	-6,41	-0,07	-0,31	-2,44	-3,59
ALICANTE	0,11	-0,13	-0,01	1,35	-1,10
ALMERIA	-0,05	-0,06	-0,08	0,58	-0,50
ASTURIAS	-4,24	-0,10	-0,25	-0,68	-3,21
AVILA	-3,86	1,26	-0,27	-0,94	-3,92
BADAJOS	-6,30	-0,35	-0,32	-2,61	-3,02
BALEARES	7,41	-0,19	0,04	2,08	5,48
BARCELONA	1,87	-0,16	0,17	-0,04	1,89
BURGOS	-2,35	0,33	0,14	-0,07	-2,75
CACERES	-13,21	-3,69	-0,44	-4,36	-4,73
CADIZ	-12,18	-1,76	-0,44	-4,91	-5,07
CANTABRIA	-2,95	-0,15	-0,08	-0,54	-2,18
CASTELLON	4,65	1,16	0,84	1,97	0,67
CIUDAD REAL	-6,85	1,05	-0,33	-3,53	-4,03
CORDOBA	-7,04	-1,01	-0,12	-1,89	-4,02
CORUÑA	-0,35	-0,21	-0,20	-0,87	0,94
CUENCA	-3,60	0,71	-0,33	-1,27	-2,71
GIRONA	2,77	-0,08	0,34	0,61	1,90
GRANADA	-6,50	-1,14	-0,23	-1,42	-3,71
GUADALAJARA	2,37	0,05	-0,22	2,97	-0,44
GUIPUZCOA	-1,17	-0,13	-0,04	0,21	-1,21
HUELVA	0,65	6,26	-0,42	-1,18	-4,01
HUESCA	1,60	1,33	0,08	0,64	-0,47
JAEN	-3,00	5,39	-0,36	-2,98	-5,06
LEON	-5,28	-0,28	-0,27	-1,25	-3,47
LLEIDA	-0,38	-0,37	0,08	0,51	-0,60
LUGO	-3,03	0,01	-0,33	-0,90	-1,81
MADRID	4,95	-0,04	0,09	1,09	3,81
MALAGA	8,34	1,39	0,08	6,12	0,76
MURCIA	2,51	2,23	0,22	-0,33	0,40
NAVARRA	0,64	-0,08	0,95	1,07	-1,30
OURENSE	-5,17	-0,14	0,03	-1,19	-3,87
PALENCIA	-8,36	-0,54	0,03	-2,16	-5,69
PALMAS LAS	3,51	-0,04	0,01	1,36	2,18
PONTEVEDRA	-4,11	-0,01	0,13	-1,07	-3,17
RIOJA LA	-0,07	3,30	-1,07	0,41	-2,71
SALAMANCA	-6,04	-0,25	-0,29	-0,51	-5,00
SEGOVIA	-2,47	1,23	-0,06	0,21	-3,85
SEVILLA	-5,56	-3,39	-0,22	-1,77	-0,18
SORIA	1,17	-0,28	0,65	0,28	0,52
TENERIFE	0,64	-0,02	-0,03	0,58	0,10
TARRAGONA	-0,54	0,13	-0,13	0,53	-1,07
TERUEL	-2,37	-0,79	0,10	0,42	-2,11
TOLEDO	-1,88	0,45	0,59	-1,40	-1,52
VALENCIA	-0,05	-0,18	-0,14	-0,19	0,47
VALLADOLID	-1,70	-0,29	-0,38	0,41	-1,44
VIZCAYA	-0,24	-0,02	-0,21	-0,04	0,03
ZAMORA	-5,36	0,05	-0,52	-1,61	-3,28
ZARAGOZA	1,27	0,67	0,06	0,19	0,35

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Observatorio de Empleo, INEM.

Nota: En fondo gris y dato en negrita se destacan las provincias con peor registro en la variable correspondiente; en fondo gris y dato en cursiva se desatacan las provincias con mejor registro.

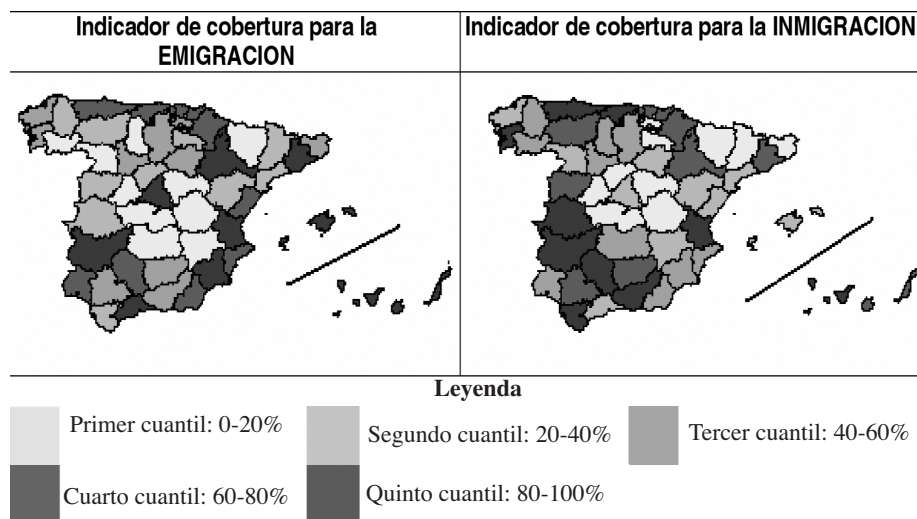
Cuadro 9. Indicadores de cobertura provincial de los flujos de trabajadores

	INDICADOR COBERTURA: EMIGRACIÓN					INDICADOR COBERTURA: INMIGRACIÓN				
	Total	Agricul.	Indust.	Constru.	Servici.	Total	Agricul.	Indust.	Constru.	Servici.
ALAVA	84,50	54,71	88,45	77,63	85,10	78,52	33,02	72,09	59,42	83,50
ALBACETE	78,48	63,82	88,75	66,64	82,26	86,70	69,35	91,93	79,88	90,66
ALICANTE	87,94	62,94	95,97	87,62	87,35	87,74	66,32	96,16	78,20	89,83
ALMERIA	87,42	83,52	88,40	86,44	89,14	87,45	83,74	90,25	83,46	90,04
ASTURIAS	89,41	73,00	90,74	85,45	90,27	95,18	85,67	94,61	91,26	96,18
AVILA	76,76	78,97	78,99	69,13	78,51	82,53	59,41	85,62	76,19	87,38
BADAJOS	89,96	96,32	89,72	74,22	87,67	95,37	96,99	95,10	92,52	94,23
BALEARES	92,65	68,04	92,16	93,50	92,84	84,11	87,91	91,14	80,89	84,55
BARCELONA	93,19	45,82	95,37	89,71	93,79	90,55	67,04	92,96	90,10	90,43
BURGOS	84,03	70,03	90,96	74,77	84,75	87,13	59,53	89,73	75,38	90,19
CACERES	79,18	80,86	80,26	74,18	80,66	92,18	93,04	88,96	92,35	91,83
CADIZ	82,80	82,73	88,91	73,66	86,26	93,05	90,93	95,13	90,07	94,80
CANTABRIA	88,60	71,29	92,75	85,22	88,95	92,60	86,47	93,81	89,74	93,13
CASTELLON	88,36	73,63	95,57	88,49	87,97	82,84	56,31	87,99	75,35	86,70
CIUDAD REAL	78,56	76,95	89,47	72,43	80,68	87,39	61,48	93,38	84,88	92,40
CORDOBA	87,27	90,12	92,10	81,89	83,69	92,00	91,42	93,37	90,92	93,29
CORUÑA	85,12	71,97	91,75	78,25	85,82	85,53	85,66	94,23	86,48	83,76
CUENCA	76,27	81,69	79,76	66,08	78,94	81,64	71,70	85,41	73,72	86,30
GIRONA	84,89	67,64	89,49	86,33	84,62	80,81	71,24	84,19	80,08	80,78
GRANADA	84,45	85,68	88,09	83,24	83,89	90,85	90,79	93,11	90,42	90,80
GUADALAJARA	74,41	72,59	73,03	64,54	76,13	73,05	69,93	75,36	50,21	77,75
GUIPUZCOA	88,51	51,58	90,06	84,18	88,89	90,24	71,73	90,52	79,91	91,17
HUELVA	87,38	89,50	85,85	84,61	86,29	87,02	81,92	92,82	88,55	93,17
HUESCA	78,82	70,31	86,74	76,83	79,36	76,83	56,21	85,60	72,03	80,28
JAEN	87,15	92,28	92,04	78,44	82,32	89,10	85,14	95,88	91,62	94,01
LEON	82,57	67,11	85,03	75,18	84,48	90,30	85,77	88,62	85,24	91,88
LLEIDA	80,17	61,30	87,87	82,00	81,74	80,06	59,94	86,89	77,39	82,70
LUGO	81,77	75,02	81,15	71,26	83,82	86,87	74,69	88,57	83,49	87,78
MADRID	92,86	54,35	90,50	89,25	93,83	86,41	60,64	88,53	78,43	87,66
MALAGA	91,47	90,68	90,76	92,60	91,22	83,71	79,46	88,83	69,74	90,08
MURCIA	89,78	87,68	95,59	83,27	91,44	87,34	74,14	93,44	85,81	90,80
NAVARRA	88,98	67,10	93,67	86,77	89,22	88,20	69,75	86,41	75,97	91,45
OURENSE	77,29	77,32	86,11	70,43	77,16	87,40	89,37	85,66	84,51	88,43
PALENCIA	77,33	67,64	86,33	63,73	78,92	88,09	84,32	86,03	82,62	89,70
PALMAS, LAS	94,81	91,75	93,37	95,89	94,68	90,52	94,26	93,04	87,54	91,13
PONTEVEDRA	86,05	85,97	94,44	76,58	86,09	91,33	86,39	93,17	87,31	91,84
RIOJA LA	79,71	69,52	81,35	76,38	81,19	79,73	42,70	89,27	72,90	86,21
SALAMANCA	80,70	62,51	84,50	79,87	80,99	90,07	78,81	91,73	85,38	91,04
SEGOVIA	79,17	83,38	82,79	74,63	79,03	82,66	67,18	84,01	71,97	88,15
SEVILLA	86,39	83,98	91,50	81,64	89,36	90,63	92,23	94,43	89,09	89,71
SORIA	85,27	67,06	90,19	76,80	86,75	83,85	75,13	83,07	73,81	85,98
TENERIFE	94,03	95,05	93,84	96,10	93,44	93,13	96,28	94,92	92,23	93,23
TARRAGONA	83,01	73,36	84,25	84,18	83,08	83,68	71,10	86,15	80,81	84,95
TERUEL	79,27	63,69	88,53	76,91	79,99	82,91	76,30	87,42	73,92	85,58
TOLEDO	75,26	78,86	88,98	61,47	76,91	78,42	65,07	83,54	70,23	81,13
VALENCIA	91,65	77,49	94,58	89,53	92,55	91,68	82,05	96,29	91,16	91,71
VALLADO	85,49	69,54	84,68	84,41	86,53	87,83	78,82	90,57	80,64	89,27
VIZCAYA	89,47	69,02	88,26	85,43	90,40	89,70	71,56	90,58	85,82	90,31
ZAMORA	78,42	80,73	77,84	71,49	80,31	85,71	79,93	88,17	82,13	86,87
ZARAGOZA	89,93	74,33	93,66	84,78	90,78	88,40	59,95	93,02	82,76	90,17

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Observatorio de Empleo, INEM.

Nota: En fondo gris y dato en negrita se destacan las provincias con peor registro en la variable correspondiente; en fondo gris y dato en cursiva se desatacan las provincias con mejor registro.

Figura 2. Distribución espacial del indicador de cobertura. Acumulado 2001-2006



Los mapas de la Figura 2 presentan algunos rasgos de interés. El efecto de Madrid es uno de ellos: la mayor parte de los contratos celebrados por los residentes en Madrid son con empresas establecidas en la misma provincia. Sin embargo, el mercado de trabajo madrileño es deficitario y necesita absorber trabajadores de las provincias limítrofes, tanto de la primera como de la segunda corona. En el arco mediterráneo se produce una situación similar: los residentes obtienen contratos, preferentemente, en la propia provincia (el ratio de cobertura de emigración es muy elevado), mientras que el indicador de cobertura de la inmigración (con datos relativamente bajos) apunta a la necesidad de atraer trabajadores no residentes. En el noroeste de la península se aprecia igualmente el impacto que los mercados locales de Zaragoza y Barcelona ejercen en sus inmediaciones. Por el contrario, las provincias del sur y del oeste tienen ratios de cobertura elevados tanto en lo que respecta a la inmigración (los residentes absorben buena parte de las ofertas de trabajo locales) como a la emigración. Los casos de Pontevedra, Sevilla o Granada son claros en este sentido.

A la vista de los mapas presentados, parece que la estructura espacial debería ser un elemento clave para entender los flujos que dan forma al mercado laboral español. Esta impresión se corrobora con la batería de contrastes de autocorrelación espacial que incluimos en el Cuadro 10. Los test de Moran (Cliff y Ord, 1981) tienden a rechazar la hipótesis de independencia (solo se acepta en 16 de los 50 casos). Prevalen estructuras de dependencia espacial positiva lo que se manifiesta en una acusada tendencia a producir grupos de provincias geográficamente próximas y con valores similares en la variable. Los gráficos LISA (Anselin, 1995) que incluimos en la Figura 3 son un buen ejemplo.

Cuadro 10. Coeficientes de Moran para los principales indicadores de movilidad⁷

	Año	AGRICOLA		INDUSTRIA		CONSTR.		SERVICIOS		TOTAL	
		I	p-val.	I	p-val.	I	p-val.	I	p-val.	I	p-val.
Cobertura	2001	0,354	0,000	0,213	0,009	0,310	0,000	0,157	0,048	0,180	0,025
Emigración	2006	0,401	0,000	0,112	0,141	0,290	0,001	0,137	0,079	0,149	0,059
Cobertura	2001	0,435	0,000	0,233	0,005	0,274	0,001	0,263	0,002	0,138	0,078
Inmigración	2006	0,272	0,001	0,205	0,012	0,230	0,005	0,138	0,077	0,125	0,104
Emigrantes	2001	0,398	0,000	0,144	0,068	0,409	0,000	-0,023	0,976	0,201	0,013
/Pob. activa	2006	0,287	0,001	0,158	0,046	0,312	0,000	0,041	0,496	0,086	0,238
Inmigrantes	2001	0,027	0,597	0,255	0,002	-0,016	0,961	0,256	0,002	-0,007	0,885
/Pob. activa	2006	0,243	0,003	0,265	0,001	0,089	0,225	0,065	0,343	0,010	0,736
Saldo/ Pob. activa	2001	-0,179	0,077	0,018	0,665	0,254	0,002	0,250	0,003	0,206	0,012
	2006	-0,009	0,899	-0,054	0,712	0,092	0,212	0,153	0,054	0,124	0,108

Nota: I se refiere al estadístico de Moran, obtenido para la variable y año correspondiente; **p-val** es la medida de probabilidad asociada al valor del estadístico I tomada de una distribución normal tipificada.

A pesar de los datos que acabamos de presentar, la estructura espacial que realmente subyace en los datos de contratación es muy débil. De hecho, cuando de cada serie extraemos lo que podría entenderse como tendencia espacial (aproximada a través de una expansión lineal de la escala sobre las coordenadas geográficas del centroide provincial), los indicadores de dependencia se debilitan notablemente. En el Cuadro 11 presentamos los resultados de la estimación de una batería de modelos tipo SAR (Anselin, 1988) para las mismas series del Cuadro 10, tras controlar por la tendencia espacial. Ahora, los síntomas de dependencia se limitan a los sectores agrícola y de la construcción, y de forma poco generalizada.

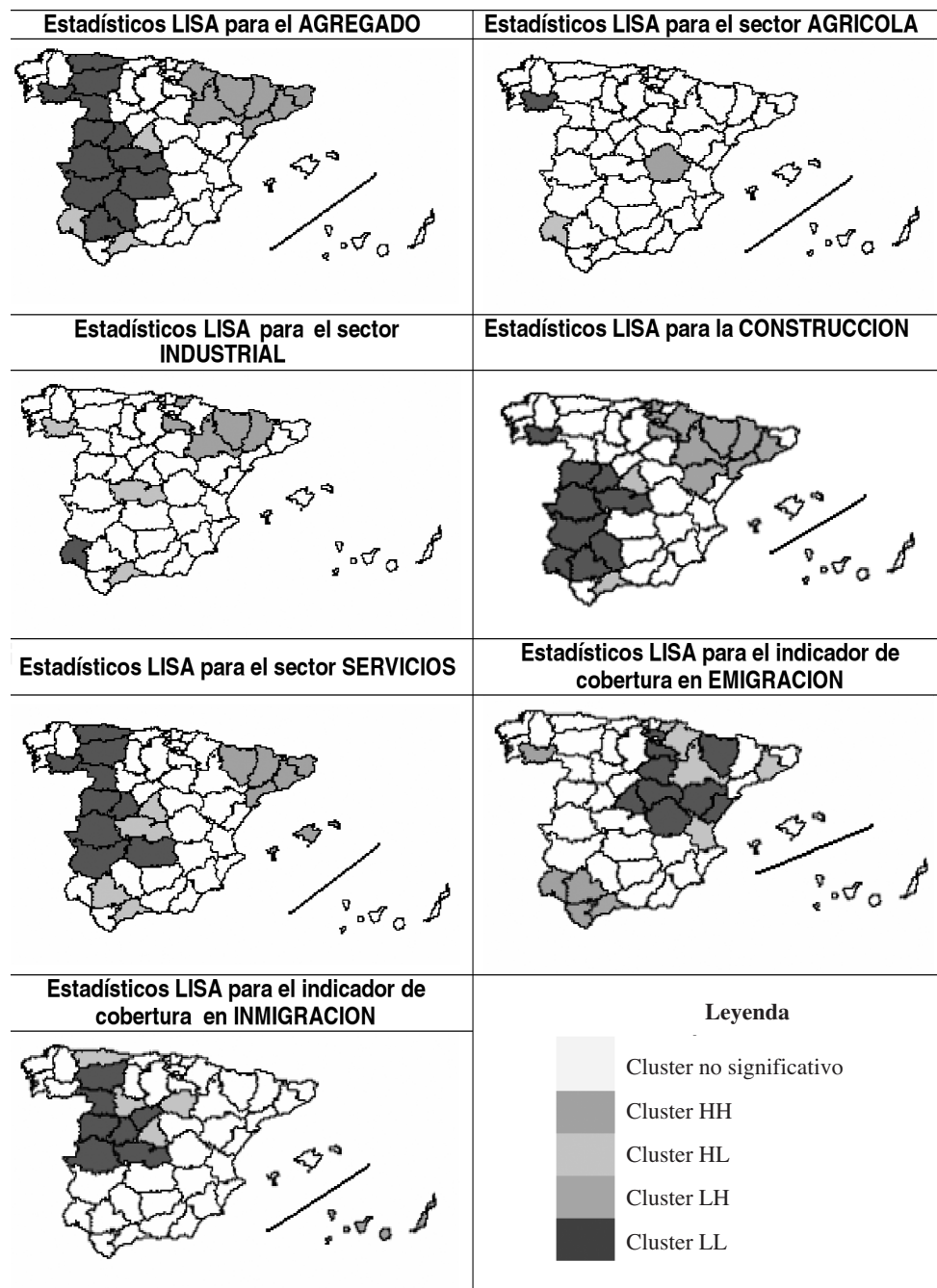
Esta situación nos induce a contemplar con escepticismo una línea de modelización basada exclusivamente en la dimensión transversal. De hecho, lo que permanece en los datos es una muy fuerte estructura dinámica pero en sentido temporal. En el Cuadro 12 incluimos los coeficientes de correlación temporal correspondientes a los seis cortes transversales de residuos MV procedentes de las estimaciones del Cuadro 11. Nuestra impresión es que, para comprender los datos de movilidad interprovincial no basta con explotar la estructura espacial de los mercados de trabajo locales. Parece más importante prestar atención, sobre todo, a la dinámica temporal que actúa en esos mercados.

4. Una aproximación econométrica a los mecanismos de la migración interior contratada, periodo 2001-2006

En esta sección vamos a comentar los resultados de la estimación de un modelo econométrico de tipo panel, desarrollado para explicar la evolución de los desplazamientos de

⁷ En el contraste se ha utilizado una matriz de contactos de primer orden, estandarizada por filas de la forma usual. Para romper situaciones no reales de aislamiento, hemos asumido relaciones de contigüidad de las provincias insulares con sus vecinas más próximas. Esto es, las dos provincias canarias se han supuesto contiguas entre ellas y ambas con Huelva y Cádiz; con respecto a las Baleares, se han introducido relaciones de contigüidad con todo el arco mediterráneo, desde Barcelona a Alicante.

Figura 3. Indicadores LISA para los saldos migratorios, en porcentaje de la población activa provincial. Acumulado 2001-2006



Cuadro 11. Estimación MV. Modelos SAR con expansión lineal de la escala

	Año	AGRÍCOLA		INDUSTRIA		CONSTR.		SERVICIOS		TOTAL	
		ρ	<i>p-val.</i>	ρ	<i>p-val.</i>	ρ	<i>p-val.</i>	ρ	<i>p-val.</i>	ρ	<i>p-val.</i>
Cobertura emigración	2001	0,182	0,321	0,231	0,224	0,380	0,025	0,218	0,254	0,213	0,264
	2006	0,217	0,222	0,070	0,732	0,299	0,094	0,126	0,526	0,130	0,509
Cobertura inmigración	2001	0,430	0,005	0,257	0,164	0,360	0,036	0,305	0,085	0,128	0,515
	2006	0,309	0,077	0,246	0,184	0,292	0,103	0,123	0,532	0,099	0,618
Emigrantes /Pob. activa	2001	0,514	0,001	0,081	0,688	0,608	0,000	-0,162	0,458	0,357	0,041
	2006	0,328	0,066	0,021	0,920	0,559	0,000	-0,169	0,433	0,224	0,241
Inmigrantes /Pob. activa	2001	-0,185	0,398	0,286	0,110	-0,364	0,100	0,328	0,063	-0,191	0,386
	2006	0,268	0,150	0,297	0,093	0,022	0,918	0,025	0,904	-0,188	0,390
Saldo/ Pob. activa	2001	-0,584	0,007	-0,017	0,936	0,378	0,027	0,345	0,050	0,246	0,192
	2006	-0,028	0,896	-0,188	0,391	0,152	0,445	0,195	0,315	0,138	0,489

Nota: ρ es la estimación máximo-verosímil del parámetro autoregresivo del SAR; *p-val* es la medida de probabilidad asociada al t-ratio de ρ tomada de una distribución normal tipificada. En fondo gris se resaltan los casos en los que rechazamos la hipótesis nula de no significatividad de ρ al 10%.

Cuadro 12. Coeficientes de correlación temporal de los residuos MV de las estimaciones SAR

Lag	S. agricola	S. industrial	Construccion	S. servicios	Total
Cobertura emigración					
1	0,919	0,984	0,976	0,982	0,984
2	0,855	0,931	0,942	0,966	0,966
3	0,786	0,943	0,915	0,953	0,945
4	0,725	0,930	0,886	0,940	0,924
5	0,657	0,913	0,850	0,918	0,889
Cobertura inmigración					
1	0,941	0,977	0,957	0,914	0,945
2	0,911	0,943	0,918	0,862	0,906
3	0,851	0,923	0,859	0,837	0,865
4	0,791	0,867	0,815	0,833	0,843
5	0,770	0,866	0,757	0,771	0,787
Emigrantes/Pob. activa					
1	0,979	0,981	0,980	0,969	0,979
2	0,942	0,922	0,955	0,945	0,952
3	0,889	0,941	0,954	0,930	0,923
4	0,835	0,927	0,913	0,909	0,883
5	0,780	0,914	0,856	0,895	0,841
Inmigrantes/Pob. activa					
1	0,980	0,980	0,947	0,881	0,925
2	0,953	0,953	0,868	0,813	0,852
3	0,912	0,939	0,784	0,770	0,766
4	0,875	0,904	0,696	0,737	0,680
5	0,820	0,906	0,571	0,625	0,544
Saldo/Pob. activa					
1	0,923	0,979	0,960	0,886	0,924
2	0,834	0,976	0,920	0,773	0,825
3	0,681	0,936	0,868	0,688	0,710
4	0,598	0,927	0,813	0,582	0,603
5	0,447	0,859	0,666	0,452	0,462

trabajadores entre las provincias españolas observados a lo largo del periodo 2001 a 2006. En primer lugar presentamos la información estadística utilizada y, a continuación, discutimos las cuestiones relativas a la especificación y estimación del modelo.

4.1. Datos empleados y otros aspectos de interés

Como ya hemos indicado, la variable sobre la que vamos a centrar el estudio es el número de contratos de trabajo registrados en el INEM en los que no hay coincidencia entre la provincia de residencia del trabajador y la del centro de trabajo. Tratamos con fenómenos de *migración contratada* (hay un contrato de trabajo de por medio) a diferencia de la *migración especulativa* (el trabajador decide emigrar sin disponer de un contrato en el punto de destino), utilizando la terminología de Aroca et al (2001). Por otro lado, desagregaremos estos flujos en los cuatro sectores de actividad básicos (agricultura, industria, construcción y servicios), atendiendo a la adscripción de la empresa contratante.

Una práctica habitual en este tipo de estudios es normalizar los datos de movilidad por alguna variable que de cuenta del tamaño de los puntos de origen y de destino (Maza y Villaverde, 2004a). En nuestro caso, vamos a mantener esa aproximación planteando, como variable a explicar:

$$m_{ij,t}(e) = \frac{Inmigrantes(e)_{ij,t} - Emigrantes(e)_{ij,t}}{Población Activa_{i,t}} \quad [1]$$

donde $Inmigrantes(e)_{ij,t}$ se corresponde con el número de contratos registrados en los que la provincia de destino es i (centro de trabajo) y la de origen j (residencia de trabajador); $Emigrantes(e)_{ij,t}$ es el número de contratos en los que la provincia de destino es j (centro de trabajo) y la de origen i (residencia del trabajador). En ambos casos, los datos se refieren al sector e ($e = a$, agricultura, m , industria, c , construcción y s , servicios). Por último, $Población Activa_{i,t}$ representa la población activa, en media anual, de la provincia i en el año t . En consecuencia, la variable dependiente será el saldo neto existente entre las provincias i (destino) y j (origen) en el periodo t , normalizado por la población activa de la provincia de destino.

Las variables que vamos a introducir en la parte derecha de la ecuación son habituales en esta literatura. En particular, vamos a considerar los siguientes factores (en el Apéndice de Fuentes Estadísticas ampliamos los detalles):

- *Remuneración salarial*: La información se ha introducido en términos relativos:

$$S_{ij,t}(e) = \left(\frac{s_i^e}{s_j^e} \right)_t \quad [2]$$

donde s_i^e y s_j^e son los indicadores de salarios correspondientes a las provincias i y j en el sector de actividad e . El signo esperado de la relación es positivo: mayor diferencia de salarios, mayores son los incentivos para emigrar hacia la provincia que ofrece una mejor remuneración.

• *Tasa de desempleo*: La información también se ha introducido en términos relativos:

$$U_{ij,t} = \left(\frac{u_i}{u_j} \right)_t \quad [3]$$

donde u_i y u_j son las tasas de desempleo, en media anual, correspondientes a las dos provincias en cuestión, en el año t .

• *Dinamismo del mercado de trabajo*: Este indicador se corresponde con el incremento porcentual registrado en el empleo provincial del sector e , durante el ejercicio. La información se ha introducido en términos relativos:

$$E_{ij,t}(e) = \left(\frac{e_i^e}{e_j^e} \right)_t \quad [4]$$

donde e_i^e y e_j^e son las tasas anuales de crecimiento en el empleo del sector.

• *Dinamismo económico*: Identificado con la tasa de aumento del VAB provincial en el año en cuestión. Estos incrementos se han deflactado utilizando los índices provinciales correspondientes. Nuevamente, la información se ha introducido en términos relativos:

$$V_{ij,t} = \left(\frac{v_i}{v_j} \right)_t \quad [5]$$

donde v_i y v_j son los incrementos registrados, en términos reales, en el VAB provincial en el año t .

• *Coste de la vivienda*: El indicador que hemos utilizado es el precio del metro cuadrado construido en la respectiva capital de la provincia, descontado por el deflactor de la partida de *Vivienda* del IPC. Los datos se han introducido en términos relativos:

$$P_{ij,t} = \left(\frac{p_i}{p_j} \right)_t \quad [6]$$

donde p_i y p_j son los indicadores de precios correspondiente a las provincias i y j en el año t .

• *Atractivo provincial*: Asociado al concepto de *amenidades*. Esta categoría es amplia y su interpretación muy subjetiva, por lo que hemos optado por una definición neutra. En concreto, hemos empleado el componente principal que combina la información contenida en dos variables provinciales de tipo físico: la temperatura anual media y el número anual medio de días de sol. Tras obtener el componente, los datos se han cruzado de la forma usual:

$$W_{ij,t} = \left(\frac{w_i}{w_j} \right)_t \quad [7]$$

donde w_i y w_j son los valores correspondientes a las provincias i y j en el año t en el componente principal extraído. Esta variable actúa en el modelo, además de como indicador de atractivo, a modo de tendencia espacial.

4.2. Especificación y estimación. Principales resultados

De acuerdo con las observaciones anteriores, inicialmente hemos especificado una ecuación como la siguiente:

$$m_{ij,t}(e) = \alpha_{ij} + \beta_1 S_{ij,t}(e) + \beta_2 E_{ij,t}(e) + \beta_3 U_{ij,t} + \beta_4 V_{ij,t} + \beta_5 P_{ij,t} + \beta_6 W_{ij,t} + \varepsilon_{ij,t} \quad [8]$$

Se trata de un modelo lineal de tipo panel, con una estructura estática; $\varepsilon_{ij,t}$ es un término de error ruido blanco, de naturaleza espacio-temporal, $iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$, y α_{ij} es el término de escala que recoge los elementos no observados asociados a la interacción entre las provincias i y j . Asumimos que la relación entre la endógena y las variables de la parte derecha se produce en el mismo periodo de tiempo y que los regresores son ortogonales con el término de error.

En cualquier caso, el modelo de [8] no es la especificación preferida. Debe tenerse en cuenta, en primer lugar, la acusada dependencia temporal que hemos encontrado en los Cuadros 11 y 12, una vez extraída la estructura espacial de referencia de los datos de desplazamientos. Además, Bover y Arellano (2002) subrayan la fuerte inercia existente en la selección del punto de destino debido a múltiples factores: redes sociales de acogida, aversión al riesgo, circuitos de contratación consolidados, etc. En definitiva, la alternativa que proponemos es dinamizar la ecuación de [8]:

$$m_{ij,t}(e) = \alpha_{ij} + \sum_{p=1}^n \rho_p m_{ij,t-p}(e) + \beta_1 S_{ij,t}(e) + \beta_2 E_{ij,t}(e) + \beta_3 U_{ij,t} + \beta_4 V_{ij,t} + \beta_5 P_{ij,t} + \beta_6 W_{ij,t} + \varepsilon_{ij,t} \quad [9]$$

Esta estructura dinámica tiende a ser, en general, escueta (Bhargava y Sargan, 1983). En nuestro caso, con uno o dos retardos ha bastado y tampoco ha sido necesario incorporar desfases en las restantes variables explicativas. En estas circunstancias, los resultados de la estimación de ambos modelos, el estático de (8) y el dinámico de (9) para los cuatro sectores económicos que estamos considerando, se reproducen en el Cuadro 14. Las ecuaciones dinámicas se han estimado por GMM (ver Hsiao, 2003, y Arellano, 2003, para los detalles) mientras que las estáticas se han resuelto utilizando el enfoque tradicional, para lo cual es necesario atender previamente a los datos del Cuadro 13.

Empezando por los modelos estáticos, la conclusión más importante que extraemos del Cuadro 13 es que los datos de movilidad interprovincial necesitan de una estructura panel. El contraste de Breusch-Pagan y el contraste F de homogeneidad en los parámetros rechazan, en todos los casos, el modelo de la hipótesis nula (el *pool* sin efectos individuales)⁸. A continuación, y de acuerdo al contraste de Hausman,

⁸ La hipótesis alternativa del primer contraste es que los efectos son aleatorios y fijos en el segundo.

Cuadro 13. Modelos estáticos: contrastes de especificación

<i>Sector</i>	<i>Test F de homogeneidad</i>	<i>Test de Breusch - Pagan</i>	<i>Test de Hausman</i>	<i>Modelo seleccionado</i>
Agricultura	348,50*	153,84*	1,13	Efectos aleatorios
Industria	543,87*	321,53*	1,01	Efectos aleatorios
Construcción	143,76*	45,87*	5,42*	Efectos fijos
Servicios	523,33*	101,21*	6,43*	Efectos fijos

(*) Un asterisco indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significación del 5%.

para los sectores de la construcción y de los servicios es preferible un modelo de efectos fijos, mientras que en el agrícola y en el industrial parece más adecuado el modelo de efectos aleatorios.

Las estimaciones finales de las ecuaciones estáticas aparecen en el Cuadro 14. En general, los signos son correctos y las estimaciones significativas. Sin embargo, en los cuatro modelos se perciben síntomas claros de correlación serial en los residuos. Esta razón, junto a un peor ajuste global de la especificación, es la que nos decanta en favor de modelos con una dinámica temporal explícita. Las estimaciones de este tipo de modelos completan la información del Cuadro 14.

Las variables de salarios, $S_{ij}(e)$, empleo, $E_{ij}(e)$, y desempleo, U_{ij} , han sido tratadas como predeterminadas. Los flujos interprovinciales representan una fracción menor del volumen total de contratación registrado en cada provincia; sin embargo, estos desplazamientos inciden sobre los mercados laborales y, en definitiva, también sobre la evolución de los salarios, del empleo y del desempleo de cada provincia. El contraste de Sargan (Sargan, 1958) no permite rechazar las restricciones de sobreidentificación introducidas en los cuatro modelos (entre ellas, el supuesto de predeterminidad). Sin embargo, el contraste de Sargan incremental (no incluido en el cuadro) si permite rechazar las condiciones adicionales correspondientes a la conversión de esas tres variables en endógenas en la ecuación [9]. Por otro lado, los estadísticos r_1 y r_2 , relativos a la estructura dinámica de los residuos de la estimación GMM, nos llevan a aceptar el supuesto de que los errores de la ecuación original en niveles son independientes.

En cuanto a las estimaciones obtenidas, debe subrayarse la importancia que, en los cuatro modelos, adquiere la estructura dinámica de la parte derecha de la ecuación. Es muy relevante en el caso del sector agrícola, donde casi el 80% de los flujos del periodo tienden a reproducir experiencias previas. En los casos del sector industrial y de los servicios domina el primer retardo, mientras que en la construcción el impacto de esa estructura aparece más diluido en el tiempo.

Las diferencias en la remuneración salarial juegan un papel muy relevante en el sector industrial. En la construcción el protagonismo recae, esencialmente, en la tensión de las economías locales, tanto en lo que respecta al empleo como al valor añadido. La distribución de pesos se encuentra más equilibrada entre los diferentes factores en el caso de los servicios. La peculiaridad ahora es que parece imponerse una

Cuadro 14. Estimación panel: especificaciones estática y dinámica

Variables	Lags	Agricultura		Industria		Construcción		Servicios	
		Estático	Dinámico	Estático	Dinámico	Estático	Dinámico	Estático	Dinámico
$m_{ij}(e)$	1		0,395*		0,661*		0,268*		0,726*
	2		0,473*		-0,164*		-0,185*		-0,153*
$S_{ij,t}(e)$	0	0,179*	0,146*	0,224*	0,201*	0,165*	0,041*	-0,643	0,234
	1				0,118*		0,037*		-0,162*
$E_{ij,t}(e)$	0	0,079	0,426*	0,024*	0,301	0,054*	0,045*	-0,043	0,121
	1				0,051*		0,037*		0,311*
$U_{ij,t}$	0	-0,144*	-0,036*	-0,131*	-0,321	-0,111*	-0,003*	-0,078	0,002
	1				-0,041*				-0,161*
$V_{ij,t}$	0	-0,231	-0,080	0,534*	0,049	0,473*	0,177*	0,750*	-0,128
	1						0,318*		0,633*
$p_{ij,t}$	0	-0,050	0,102*	0,051*	0,019	0,047	0,371*	0,096	0,588*
	1						-0,273*		-0,221
$W_{ij,t}$	0	-0,041	0,026	0,017	-0,002	0,285	0,162	0,304	0,36
Año 2001	0	0,043*	-0,014*	-0,011*	-0,034*	-0,019*	0,117*	-0,004	0,111*
Año 2002	0	0,024*	-0,015*	-0,007*	0,023*	-0,015*	0,111*	-0,011	0,233*
Año 2003	0	0,018*	-0,003*	0,003*	0,014*	0,003*	0,217*	0,054*	0,104*
Año 2004	0	0,043*	-0,002*	-0,021*	0,016*	-0,019*	0,089*	-0,004	-0,214*
Año 2005	0	0,024*	-0,011*	-0,007*	0,032*	-0,015*	0,076*	-0,011	0,311*
Año 2006	0	0,018*	-0,023*	0,003*	0,033*	0,003*	0,002*	0,054*	0,104*
Constante	0	0,229*	-0,107*	-0,158*	-0,008*	-0,879*	-0,045*	-1,70*	-0,002*
N.º observaciones		14,112	4,704	14,112	4,704	14,112	4,704	14,112	4,704
WALD (gl)		22,5*	15,3*	23,1*	84,9*	34,3*	105,8*	32,5*	413,6*(2)
		(13)	(15)	(13)	(18)	(13)	(19)	(13)	(0)
Test SARGAN(gl)		-	14,67	-	24,23	-	11,56	-	37,87
			(31)		(28)		(27)		(28)
Autoc, orden 1		0,77*	-3,16*	1,06*	-2,78*	1,51*	-4,81*	0,83*	-2,28*
Autoc, orden 2		-	-0,13	-	-0,03	-	-1,16	-	1,24

NOTA: Un asterisco indica rechazo de la hipótesis nula respectiva a un nivel de significación del 5%, **WALD (gl)** se refiere al contraste de la hipótesis nula de que todos los parámetros estimados en el modelo correspondiente, exceptuando en su caso los efectos fijos, son cero, **Test SARGAN (gl)** se refiere al contraste de Sargan cuya hipótesis nula es que las restricciones de sobreidentificación del modelo, gl en total, son válidas, **Autoc, orden 1 (2)** se refiere al contraste de el coeficiente de autocorrelación de orden 1 (2) de los residuos de la estimación es cero, En los modelos estáticos se ha utilizado la versión panel del test de Durbin-Watson (Bhargava *et al.*, 1982) y en los dinámicos los contrastes r_1 y r_2 de Arellano y Bond (1991).

secuencia de retardos prolongada en el tiempo. Por otra parte, las variables que podríamos denominar de ambiente, atractivo provincial y coste de la vivienda, ocupan un papel menor en todas las estimaciones. La primera es escasamente significativa mientras que la segunda aparece con signo contrario al esperado. Este último resul-

tado puede deberse a que la variable intervenga en la especificación como indicador de aspectos diferentes del supuesto como, por ejemplo, el bienestar o la riqueza de la provincia. El hecho de que hayamos utilizado datos de emigración contratada también puede explicar alguna de estas singularidades.

5. Conclusiones finales

En este trabajo hemos concentrado la atención en un aspecto que consideramos importante para el funcionamiento de los mercados laborales, como es la movilidad geográfica. En particular, hemos tratado de explicar los flujos interprovinciales netos, producidos en los últimos años, utilizando una desagregación sectorial básica. La especificación que aportamos es tradicional y descansa en la inercia propia de este tipo de procesos, junto a una serie de factores que la literatura ha considerado como relevantes: la remuneración de los trabajadores, el dinamismo de las respectivas economías locales, el riesgo potencial de no encontrar trabajo en la región de destino (o de caer en el desempleo) además de las *amenidades* y los costes de instalación. Nuestros resultados apuntan a que estos factores continúan siendo relevantes para dar cuenta de la experiencia más reciente y que su incidencia se produce, en general, en el sentido esperado.

Uno de los aspectos peculiares de nuestro trabajo es la fuerte estructura dinámica que hemos observado en los datos. Este resultado puede deberse, en parte, al tipo de datos usados (emigración con contrato laboral previo) aunque también refleja la incidencia que fenómenos tales como la inercia, la incertidumbre y la aversión al riesgo. De hecho, los flujos producidos en el contexto del sector agrícola están asociados a patrones esencialmente dinámicos. En el sector industrial parecen actuar también factores de oferta (salarios) mientras que en el de la construcción el control se desplaza hacia la demanda (identificada genéricamente con el nivel de actividad provincial). La estructura de dependencias es más compleja en el caso de los servicios: lo acontecido en el pasado inmediato es muy relevante pero también los elementos de oferta y demanda del mercado laboral, con un algún desfase temporal.

Apéndice de fuentes estadísticas

Salarios por provincia y sector de actividad. Fuente: Encuesta de Coste Laboral, INE. Serie: Coste laboral por Comunidades Autónomas y sectores de actividad. En el modelo se ha utilizado un indicador de salarios provinciales obtenido al combinar la información anterior con la de Remuneración provincial de los asalariados de la Cuenta de los Hogares de la Contabilidad Regional de España.

Tasa de desempleo provincial. Fuente: Encuesta de Población Activa, INE. Serie: Parados en porcentaje de la población activa provincial y en media anual.

Dinamismo del mercado de trabajo provincial. Fuente: Encuesta de Población Activa, INE. Serie: Ocupados por provincia y sector económico en media anual y en incremento porcentual con respecto al dato del ejercicio precedente.

Dinamismo económico provincial. Fuente: Contabilidad Regional de España, INE. Serie: Valor añadido bruto a precios básicos (precios corrientes) deflactado por el índice implícito correspondiente a cada Comunidad Autónoma y en incremento porcentual con respecto al dato del ejercicio precedente.

Coste de la vivienda: Fuente: Sociedad de Tasación. Serie: Precio medio € (real) en la capital de la provincia respectiva en media anual.

Atractivo provincial: Fuente: INEbase-Climatología, INE. Series: Temperatura media anual y número medio de días de sol en la provincia respectiva.

Agradecimientos

Esta investigación ha contado con la colaboración del Proyecto SEJ2006-02328/ECON del Ministerio de Educación y Ciencia del Reino de España. Asimismo queremos manifestar nuestro reconocimiento al Servicio del Observatorio Ocupacional del INEM por el apoyo que en todo momento nos ha brindado. A título personal, queremos expresar nuestro agradecimiento a Ana Angulo.

Bibliografía

- Abellán, C. (1998): "La ganancia salarial esperada como determinante de la decisión individual de emigrar". *Investigaciones Económicas*, 22:93-117.
- Ahn, N., de la Rica, S., y Ugidos, A. (1999): Willingness to Move for Work and Unemployment Duration in Spain. *Economica*, 66:335-357.
- Ahn, N., Jimeno, J. F., y García, E. (2002): Migration Willingness in Spain: Analysis of Temporal and Regional Differences. *Working Paper*, 2002-21, Fundación de Estudios de Economía Aplicada.
- Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics. Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer.
- Anselin, L. (1995): Local Indicators of Spatial Association-LISA. *Geographical Analysis*, 27:93-115.
- Antolín, P. y Bover, O. (1997): "Regional Migration in Spain: the Effect of Personal Characteristics and of Unemployment, Wage and House Price Differentials Using Pooled Cross-Sections". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59:215-235.
- Antolín, P. (1995): "Job Search Behaviour and Unemployment Benefits in Spain During the Period 1987-1991". *Investigaciones Económicas*, XIX (3):415-433.
- Aroca, P., Hewings, G. J. D. y Paredes, G. J. (2001): "Migración interregional y el mercado laboral en Chile: 1977-182 y 1987-1992". *Cuadernos de Economía*, 115:321-345.
- Arellano, M. (2003): *Panel Data Econometrics*. Oxford University Press: Oxford.
- Arellano, M. y Bond, S. (1991): "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies*, 58:277-297.
- Baldwin, R., Forslid, R., Martin, P., Ottaviano, G. y Nicoud, F. (2003): *Economic Geography and Public Policy*. Princeton University Press: Nueva York.
- Bhargava, A., Franzini, L. y Narendranathan, W. (1982): "Serial Correlation and the Fixed Effects Models". *Review of Economic Studies*, 49:533-549.
- Bhargava, A. y Sargan, D. (1983): "Estimating Dynamic Random Effects Models from Panel Data Covering Short Time Periods". *Econometrica*, 51:1635-1659.
- Bentolila, S. (1992): "Migración y ajuste laboral en las regiones españolas". CEMFI, Documento de Trabajo No. 9204.
- Bentolila, S. (1997a): "Sticky Labour in Spanish Regions". *European Economic Review*, 41:591-598.

- Bentolila, S. (1997b): "La inmovilidad del trabajo en las regiones españolas". *Papeles de Economía Española*, 72:168-175.
- Bentolila, S. (2001): "Las migraciones interiores en España". FEDEA, Documento de Trabajo 2001-07.
- Bentolila, S. y Jimeno, J. (1998): "Regional Unemployment Persistence (Spain 1976-1994)". *Labor Economics*, 5:25-51.
- Bentolila, S. y Dolado, J. J. (1990): "Mismatch and Internal Migration in Spain". Banco de España, Documento de Trabajo, No. 9006.
- Bover, O. y Arellano, M. (2002): "Learning about Migration Decisions from the Migrants: Using Complementary Datasets to Model Intra-Regional Migrations in Spain". *Journal of Population Economics*, 15:357-380.
- Bover, O. y Velilla, P. (2001): "Migrations in Spain: Historical Background and Current Trends". Servicio de Estudios del Banco de España.
- Cebula, R. J. (1979): "A Survey of the Literature on the Migration-Impact of state and Local Policies". *Public Finance*, 34:39-84.
- Cliff, A. y Ord, K. (1981): *Spatial Processes. Models and Applications*. Pion: London.
- Devillanova, C. y García-Fontes, W. (2004): "Migrations Across Spanish Provinces: Evidence from the Social Security Records (1978-1992)". *Investigaciones Económicas*, XXVIII, 461-487.
- De la Fuente, A. (1999): "La dinámica territorial de la población española: un panorama y algunos resultados provisionales". *Revista de Economía Aplicada*, 20:53-108.
- Faura, M. U., Gómez, G. J. y Aranda, J. (2000): "Estudio de la migración interregional en España, a través de la Ecuación Master". *Estudios de Economía Aplicada*, 16:63-92.
- García Barbancho, A. (1960): "Los movimientos migratorios en España". *Revista de Estudios Agrosociales*, octubre-noviembre, Madrid.
- García Barbancho, A. (1963): "Los movimientos migratorios en España II". *Revista de Estudios Agrosociales*, 43, Madrid.
- García Barbancho, A. (1967): *Las migraciones interiores en España. Estudios cuantitativos desde 1900*. Estudios de Desarrollo Económico. Madrid.
- García Ferrer, A. (1979): "Interactions between Internal Migration, Employment Growth and Regional Income Differences in Spain". *Journal of Development Economics*, 7:211-229.
- Gil, L. y Jimeno, J. (1993): "The Determinants of Labour Mobility in Spain: Who are the Migrants?". FEDEA. Documento de Trabajo 9305.
- González, P. J. M. (1991): "Modelo explicativo de los flujos migratorios en España: incidencia en la dispersión del desempleo regional 1960-85". Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de La Laguna. *Documento de Trabajo* n.º 33.
- González, P. J. M. (1992): "Análisis del comportamiento de los migrantes españoles: una aproximación empírica". *Información Comercial Española*, 712:121-132.
- Greenwood, M. J. (1975): "Research on Internal Migration in the United States: A Survey". *Journal of Economic Literature*, 13:397-433.
- Greenwood, M. J. (1985): "Human Migration, Theory, Models and Empirical Studies". *Journal of Regional Science*, 25(4):521-544.
- Guijarro, G. M. y Hierro, F. M. (2005): "Un análisis de la dinámica de los movimientos migratorios interregionales en España (1986-2001): una explotación del método MCC". *Investigaciones Regionales*, 6:125-140.
- Hierro, M. (2007): "The Effect of Foreign-Born Residents on Migratory Patterns of Natives in Spain". *Economics Bulletin*, 10(3):1-6.
- Hierro, M. y Guijarro, M. (2007): "Una revisión de la aplicación de las cadenas de Markov discretas al estudio de la movilidad geográfica". *Estadística Española*, 49:473-499.
- Hsiao, Ch. (2003): *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Instituto Nacional de Empleo (2006): "Los perfiles de la movilidad geográfica en España. Ministerio del Trabajo y Asuntos Sociales, Fondo Social Europeo.
- Juárez, J. P. (2000): "Análisis of Interregional Labor Migration in Spain Using Gross Flows". *Journal of Regional Science*, 40:377-399.
- Martínez, T. M. (2006): "Evaluación de las migraciones interregionales en España, 1996-2004". Fundación de las Cajas de Ahorros, Documento de Trabajo No. 258/2006.

- Maza, F. A. y Villaverde, C. J. (2004a): "Determinantes de la migración interregional en España: nuevas técnicas de análisis". *Investigaciones Regionales*, 4:133-142.
- Maza, F. A. y Villaverde, C. J. (2004b): "Interregional Migration in Spain: A Semiparametric Analysis". *The Review of Regional Studies*, 34:37-52.
- Olano, A. (1990): "Las migraciones interiores en fase de dispersión". *Revista de Economía y Sociología del Trabajo*, 8-9:86-98.
- Raymond, B. J. L. y García, G. B. (1996): "Distribución regional de la renta y movimientos migratorios". *Papeles de Economía Española*, 67:185-201.
- Rodenas, C. (1994a): "Migraciones interregionales en España (1960-1989): cambios y barreras". *Revista de Economía Aplicada*, II, pp. 5-36.
- Rodenas, C. (1994b): *Emigración y economía en España*. Editorial Civitas, Madrid.
- Rodenas, C. y Martí, M. (2002): "Migraciones 1990-1999: ¿Qué ha sucedido en la última década?". *Revista Valenciana de Economía y Hacienda*, III, pp. 37-58.
- Rodenas, C. y Martí, M. (2005): "El nuevo mapa de las migraciones interiores en España: los cambios en el patrón de los sesenta". *Investigaciones Regionales*, 6:21-39.
- Sanromá, E. y Ramos, R. (1999): "Interregional Wage Differences in Spain. A Microdata Analysis for 1990". *Jahrbuch für Regionalwissenschaft/Review of Regional Research*, 19(1):35-54.
- Santillana, I. (1981): "Los determinantes económicos de las migraciones internas en España. 1960-1973". *Cuadernos de Economía*, IX, pp. 381-407.
- Sargan, D. (1958): "The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables". *Econometrica*, 26:393-415.
- Serrano, L. (1998): "Capital humano y movilidad espacial del trabajo en la economía española". Documento WP-EC 98-06, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Shaw, R. P. (1975): *Migration Theory and Fact: A Review and Bibliography of Current Literature*. Philadelphia: Regional Science Research Institute.
- Shields, G. M., y Shields, M. P. (1989): "The Emergence of Migration Theory and A Suggested New Direction". *Journal of Economic Surveys*, 3:277-304.
- Silvestre, J. (2002): "Las migraciones interiores en España durante los siglos XIX y XX: una revisión bibliográfica". *Revista de Estudios sobre Despoblación y Desarrollo Rural*, 2:227-248.
- Tamames, S. R. (1962): "Los movimientos migratorios de la población española durante el periodo 1951-60". *Revista de Economía Política*, 32, septiembre-diciembre.
- Todaro, M. J. (1969): "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries". *American Economic Review*, 59:138-148.