LAS MIGRACIONES INTERIORES EN ESPAÑA, 2000-2014: EVIDENCIA A PARTIR DE UN ANÁLISIS DE ECONOMETRÍA ESPACIAL

José VILLAVERDE Adolfo MAZA

Universidad de Cantabria

Resumen

Este trabajo analiza las migraciones interprovinciales en España entre los años 2000 y 2014. Tras una breve revisión de la literatura sobre los determinantes de los flujos migratorios internos, en el estudio se presentan sus principales rasgos para el caso español. A continuación se especifica el modelo migratorio y se estima mediante el empleo de técnicas de econometría espacial (en concreto, un *Spatial Panel Durbin Model*). La conclusión general que se obtiene es que las migraciones interprovinciales netas están influenciadas principalmente por variables como el salario, el desempleo, la densidad de población y las condiciones climáticas. Los resultados también revelan fuertes efectos de desbordamiento provincial, sobre todo relacionados con la tasa de crecimiento de los salarios, la densidad de población y las condiciones climáticas de las provincias vecinas.

Palabras clave: migraciones, provincias españolas, salario, desempleo, econometría espacial.

Abstract

This paper analyses interprovincial migration in Spain between 2000 and 2014. After a brief revision of the literature about the determinants of internal migration flows, the paper reveals the main features of these flows in Spain. Then, it specifies an analytical model that is estimated by applying spatial econometric techniques (specifically, a Spatial Panel Durbin Model). The general conclusion that we come to is that interprovincial migrations are influenced mainly by provincial income, unemployment rates, population density and climatic conditions. The results also reveal the existence of remarkable provincial spillovers, mainly related to the rate of growth of wages, population density and climate conditions in the neighbouring provinces.

Key words: migrations, Spanish provinces, salary, unemployment, spatial econometrics.

JEL classification: C31, J61, R11, R23.

I. INTRODUCCIÓN

E acuerdo con el análisis teórico, los principales mecanismos de ajuste del mercado de trabajo son la flexibilidad salarial y la movilidad geográfica de la mano de obra. Cuando el primero de estos mecanismos falla, o no actúa con la intensidad debida, son los flujos de trabajadores de un lugar a otro –los movimientos migratorios– los que, en esencia, cargan con el peso del ajuste. Si este mecanismo también falla, o no opera con suficiente potencia, entonces los deseguilibrios en el mercado de trabajo tienden a enquistarse y pueden llegar a convertirse en estructurales. En consecuencia, el conocimiento de cuál es el grado de flexibilidad salarial y movilidad geográfica del factor trabajo es primordial a la hora de adoptar políticas encaminadas a potenciar el buen funcionamiento del mercado laboral.

España es un país que, al menos en el último medio siglo, ha padecido fuertes desequilibrios en su mercado de trabajo. Pese a mejoras coyunturales registradas en momentos concretos (por ejemplo, en el período inmediatamente anterior

a la Gran Recesión), esta situación sigue estando presente en nuestros días, tal y como evidencian las elevadas tasas de paro que padecemos. Esto quiere decir, claro está, que, en líneas generales, los dos mecanismos arriba mencionados no han operado de forma correcta en el pasado y que, lamentablemente, siguen sin hacerlo en la actualidad.

Sin necesidad de remontarse demasiado atrás en el tiempo, es evidente que la crisis económica provocó un auténtico cataclismo en nuestro mercado laboral (la tasa de paro llegó a sobrepasar el 26 por 100 y la de los jóvenes –menores de 25 años– superó el 55 por 100), y ello pese a la caída de los salarios y al aumento de las flujos migratorios hacia el exterior. No todas las comunidades autónomas ni provincias, sin embargo, se han visto afectadas por este cataclismo en igual medida; y, aunque es probable que sean múltiples los factores que se encuentran detrás de este comportamiento diferencial, no parece descabellado pensar que los movimientos migratorios internos hayan podido jugar algún papel en este sentido.

El objetivo de este artículo es, precisamente, el estudio de los flujos migratorios internos entre las provincias españolas durante el período que va desde 2000 hasta 2014 (1), para lo cual adoptamos una novedosa perspectiva basada en el uso de técnicas de econometría espacial. Tras esta introducción, el resto del artículo se organiza conforme se detalla a continuación. En la sección segunda se efectúa una breve revisión de la literatura sobre los determinantes de las migraciones, centrada en el modelo neoclásico y sus ampliaciones. Por su parte, en la sección tercera se lleva a cabo un análisis descriptivo de las principales características de las migraciones internas en España para el conjunto del período mencionado; no obstante, y con la finalidad de identificar posibles comportamientos dispares a lo largo del tiempo, prestamos atención también a lo sucedido en dos subperíodos: el de precrisis (2000-2007) y el de crisis (2008-2014). A continuación, en la sección cuarta se especifica y estima el modelo propuesto, al tiempo que se comentan sus resultados más relevantes. En la sección quinta se acomete un análisis de robustez de estos resultados y, en la sección sexta y última, se presentan, como es habitual, las principales conclusiones.

II. LOS DETERMINANTES DE LAS MIGRACIONES

Que las personas se mueven de unos lugares a otros es un hecho incontrovertible desde el principio de los tiempos. Siendo esto evidente, la pregunta que surge es por qué esto es así, por qué las personas emigran. La respuesta a esta pregunta es extremadamente compleja, como lo es, en sí mismo, el fenómeno de la emigración. Por simplificar, la respuesta más convencional a la pregunta anterior es la que sostiene que las migraciones son el resultado de un conglomerado muy amplio de factores (pueden tener, por lo tanto, múltiples motivaciones), de los que algunos de los más importantes son de naturaleza económica, social, geográfica, y/o política.

Desde una perspectiva estrictamente económica, que es la adoptada en este estudio, los individuos emigran con la pretensión de mejorar su nivel de vida. En este sentido, el enfoque dominante (el neoclásico) considera que la decisión de emigrar es puramente racional (2) y representa, en el fondo, una manera de acumular capital humano: los individuos tratan de maximizar su función de utilidad esperada, la cual depende de los costes y beneficios, monetarios y no monetarios (Sjaastad, 1962), asociados a la emigración. Expresada de otra forma,

la decisión de emigrar de una localización *i* a otra cualquiera *j* requiere que el valor actual neto de la emigración sea positivo; de ser así, la emigración se realizará, como es lógico, a la localización donde su valor sea mayor (Borjas, 1990; Cebula, 2005). Formalmente, para emigrar de *i* a *j* se requiere que:

$$VAN_{ii} > 0$$
; $VAN_{ii} = Maximo \quad \forall j = 1,...,n$ [1]

siendo VAN_{ij} el valor actual neto de emigrar de i a j, y n el número de localizaciones posibles alternativas a i. Lógicamente, si $VAN_{ij} < 0$, entonces el individuo decide permanecer en i.

De forma más precisa, el modelo neoclásico de Todaro (1969) y Harris y Todaro (1970) pone el acento en que las migraciones internas están impulsadas por las diferencias en los salarios actuales (expresadas como ω/ω_i ó ω_i - ω_i) en dos localizaciones distintas (3), mientras que sus extensiones (Pissarides y McMaster, 1990; Bauer y Zimmermann, 1999), prestando también atención a las disparidades en las tasas de paro $(u_i/u_i$ ó u_i - u_i), se centran más en las diferencias en los salarios esperados ($[(1-u_i)\omega_i/(1-u)\omega_j]$) ó $[(1-u)\omega_i-(1-u)\omega_j]$) que en los actuales. En este sentido, el VAN_{ij} viene dado por la expresión:

$$VAN_{ij}(0) = \int_0^t [(1-u_i)\omega_i/(1-u_j)\omega_j]e^{rt}dt - c(0)$$
 [2]

O

$$VAN_{ij}(0) = \int_0^t [(1-u_i)\omega_i - (1-u_j)\omega_j]e^{rt}dt - c(0)$$
 [3]

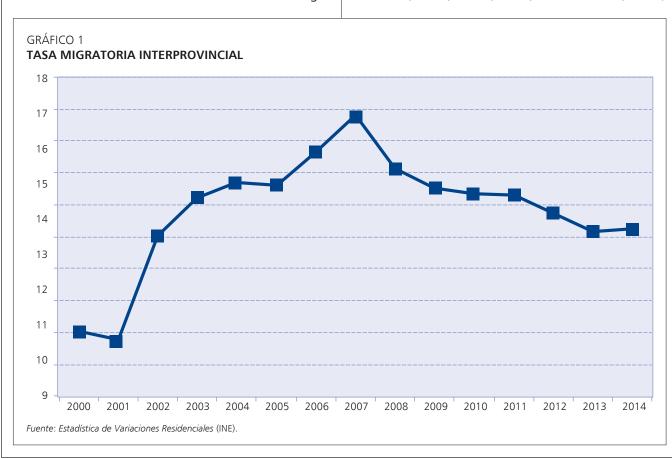
donde t es el período temporal considerado, r es el tipo de descuento y recoge los costes iniciales (monetarios, no monetarios y psicológicos) asociados a la emigración.

No obstante lo dicho, tanto desde el punto de vista teórico (Arango, 2000) como desde una perspectiva empírica (Massey et al., 1998), el modelo de Harris y Todaro (1970) y sus extensiones se han mostrado limitados a la hora de explicar la realidad. En consecuencia, se han producido nuevos intentos de ampliarlo, dando lugar a lo que se conoce como New Economics of Migration. Hablamos de modelos que incluyen algunas características socio-demográficas de los individuos (en línea con Sjaastad, 1962), que consideran que la toma de decisión no es individual, sino familiar (Mincer, 1978; Stark y Bloom, 1985; Stark, 1991) (4), o que adoptan un enfoque dinámico de modelos de redes (Bauer y Zimmermann, 1997; Massey et al., 1998) (5). En este sentido, la literatura moderna sobre movimientos migratorios internos sostiene que, siendo muy diversos los motivos que existen para emigrar y, consecuentemente, presentando la emigración múltiples facetas, los modelos que tratan de explicar la misma no son en absoluto excluyentes, sino complementarios.

En todo caso, y como síntesis, valga decir que los planteamientos más actuales sobre los determinantes de los flujos migratorios entre dos localizaciones *i* y *j* cualesquiera consideran que estos pueden clasificarse en cuatro grandes grupos de variables, algunas de las cuales están íntimamente relacionadas entre sí: de «gravedad» (en particular el tamaño de la población y la distancia), económicas (nivel y/o tasa de crecimiento de la renta per cápita o salario), laborales (tasa de paro), y medioambientales (calidad de vida).

III. LAS MIGRACIONES INTERIORES EN ESPAÑA: 2000-2014

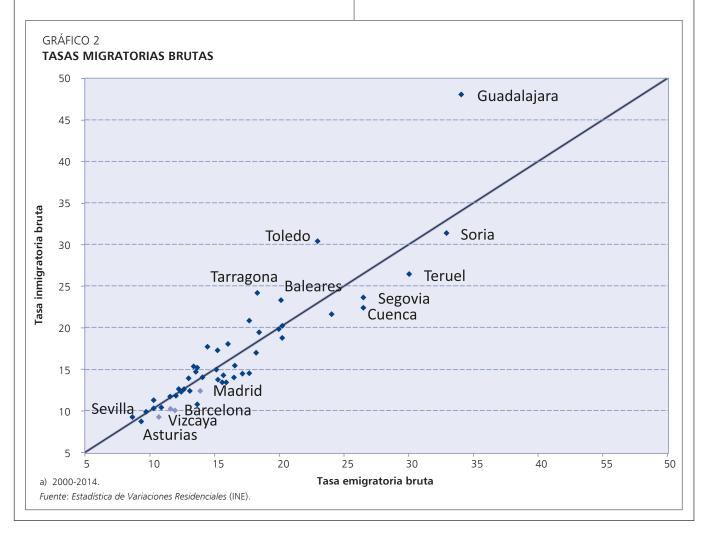
Uno de los efectos colaterales del proceso de estabilización y apertura de la economía española iniciado a finales de los años cincuenta del siglo pasado fue la intensificación de los movimientos migratorios interiores (y exteriores) que, previamente, habían sido muy reducidos. En la década de los sesenta y primera mitad de los setenta, y como consecuencia de la aparición de nuevas oportunidades de trabajo en las provincias más industrializadas del país y en las aglomeraciones urbanas, se produjo un fuerte incremento de los flujos migratorios internos, en general desde las provincias pobres (agrarias) hacia las ricas (industriales), y del campo a la ciudad. La primera crisis del petróleo, con la consiguiente reestructuración industrial, la ralentización del proceso de crecimiento económico y el aumento generalizado de las tasas de paro, provocó un frenazo importante en la cuantía de los referidos flujos. Posteriormente, y al hilo de una nueva fase de expansión económica, los mismos volvieron a tomar fuerza hasta alcanzar, en términos de tasas brutas, niveles muy superiores a los de principios de los sesenta, bien que con algunas características propias como, por ejemplo, la aparición del fenómeno de la migración inversa. Este proceso se mantuvo, en esencia, hasta finales de la centuria pasada y principios de la actual, espoleado, en cierta medida al menos, por la llegada de extranjeros (Maza y Villaverde, 2004; Hierro, 2009; Minondo et al., 2013).

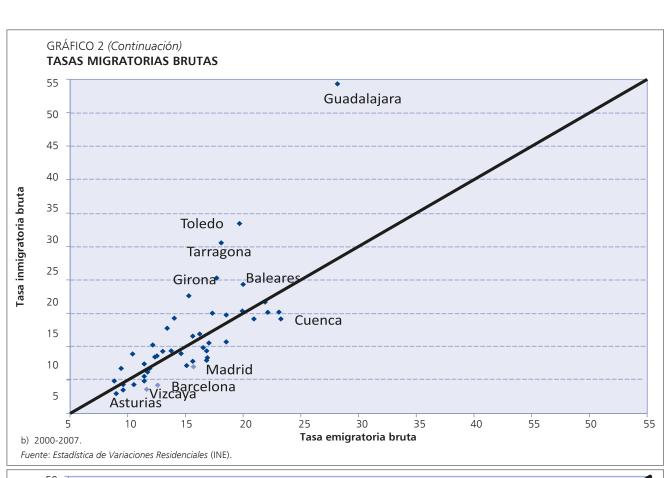


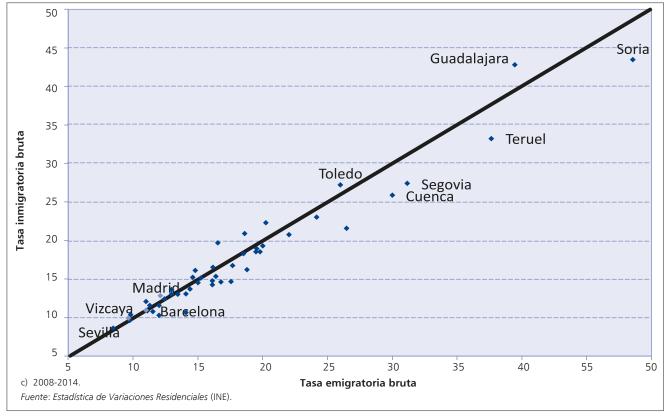
En referencia al período 2000-2014 aguí analizado dos son, en esencia, los rasgos que hay que destacar. El primero de ellos es que la tasa migratoria bruta interprovincial (TMB), computada a partir de los datos ofrecidos por la Estadística de Variaciones Residenciales y el Padrón Municipal del Instituto Nacional de Estadística (INE), experimentó un crecimiento muy fuerte en la primera parte del período y hasta el año 2007 para, a continuación, y como resultado de la crisis económica iniciada en 2008, anotar al principio un retroceso bastante intenso y, posteriormente, algo más moderado. En efecto, tal v como se aprecia en el gráfico 1, la tasa bruta pasó del 10 por 1.000 de 2000 a más del 16,8 por 1.000 en 2007, momento a partir del cual empezó a caer, también de forma tendencial, hasta llegar a situarse en torno al 13,3 por 1.000 en 2014; aun así, siguió siendo bastante mayor que la de principios de la década.

El segundo de los rasgos que es preciso destacar es que, pese a la fuerte intensidad de los flujos

brutos (404.857 personas en 2000, 739.672 en 2007 y 620.201 en 2014), los saldos migratorios en relación con la población total –o tasas migratorias netas provinciales (TMN) – han sido, tanto en el conjunto del período como en los dos subperíodos considerados, bastante exiguos; el gráfico 2 muestra este resultado de forma nítida ya que, como puede verse, la mayoría de las provincias se encuentran situadas próximas a la diagonal, ilustrativa de una tasa neta igual a cero (véase también el cuadro n.º 1). Este gráfico, además, permite mostrar que las tasas brutas de emigración (TEB) e inmigración (TIB) varían considerablemente por provincias (se han identificado los casos más extremos en el gráfico); la mayoría, en efecto, registra niveles por debajo del 25 por 1.000, y solo unas pocas provincias anotan valores superiores, destacando entre ellas los casos de Guadalajara y Soria, la primera con una tasa migratoria neta muy positiva (6) y la segunda con una tasa neta ligeramente negativa. A subrayar, asimismo, que en contra de lo que se pudiera pensar, provincias como Madrid, Barcelona y Vizcaya (identificadas con puntos grises en los gráficos) regis-







CUADRO N.º 1

TASAS MIGRATORIAS BRUTAS Y NETAS POR PROVINCIAS

DDOVINGIAS		TEBi			TIBi			TMNi				1Ni*	
PROVINCIAS	2000- 2014	2000- 2007	2008- 2014	Dif*									
Álava	16,0	15,6	16,5	18,1	16,5	19,7	2,0	1,0	3,2	6,0	3,0	8,8	5,
Albacete	20,2	16,5	24,1	18,8	14,8	23,0	-1,4	-1,7	-1,1	-3,7	-5,5	-2,4	3,
Alicante	13,4	13,4	13,5	15,3	17,8	13,1	1,9	4,3	-0,4	6,6	14,0	-1,5	15,
Almería	16,5	18,5	14,6	15,4	15,7	15,2	-1,1	-2,9	0,6	-3,4	-8,4	1,9	10,
Asturias	9,3	9,0	9,8	8,7	7,9	9,6	-0,6	-1,0	-0,1	-3,3	-6,1	-0,6	5,
Ávila	24,1	21,9	26,5	21,6	21,6	21,6	-2,4	-0,2	-4,9	-5,3	-0,5	-10,1	9,
Badajoz	12,1	11,7	12,4	11,8	11,3	12,4	-0,2	-0,4	0,0	-1,0	-1,9	0,0	1,
Baleares	20,1	20,0	20,3	23,3	24,4	22,3	3,2	4,4	2,0	7,3	9,9	4,8	5,
Barcelona	11,8	12,6	11,0	10,1	9,2	11,0	-1,7	-3,3	0,0	-7,9	-15,3	-0,2	15,
Burgos	18,2	17,0	19,5	17,0	15,6	18,5	-1,2	-1,5	-1,0	-3,5	-4,5	-2,5	1
Cáceres	16,5	16,9	16,1	14,0	13,3	14,8	-2,5	-3,6	-1,3	-8,2	-11,8	-4,3	7
Cádiz	11,6	11,6	11,5	11,7	12,6	10,8	0,2	1,0	-0,8	0,7	4,2	-3,4	7,
Cantabria	13,7	12,2	15,3	15,2	15,2	15,2	1,5	3,1	-0,1	5,3	11,2	-0,4	11,
Castellón	15,2	14,0	16,4	17,3	19,3	15,4	2,1	5,2	-1,0	6,3	15,7	-3,2	19,
Ciudad Real	15,7	14,6	16,8	14,3	14,0	14,6	-1,4	-0,7	-2,2	-4,6	-2,3	-6,9	4,
Córdoba	11,7	11,4	12,0	10,2	10,0	10,4	-1,5	-1,4	-1,6	-7,0	-6,8	-7,2	0
Coruña, A	9,7	9,6	9,8	9,9	9,4	10,4	0,2	-0,2	0,6	0,8	-1,1	2,9	4
Cuenca	26,5	23,3	30,0	22,4	19,2	25,9	-4,1	-4,1	-4,1	-8,3	-9,6	-7,3	2
Girona	17,7	17,7	17,7	20,9	25,2	16,7	3,2	7,5	-0,9	8,2	17,6	-2,7	20
Granada	14,1	13,7	14,4	14,1	14,4	13,7	0,0	0,7	-0,7	0,0	2,4	-2,6	5
Guadalajara	34,1	28,2	39,2	48,1	54,3	42,8	13,9	26,1	3,6	17,0	31,6	4,4	27
Guipúzcoa	10,3	9,6	11,1	10,2	8,5	12,1	-0,1	-1,1	1,0	-0,4	-6,1	4,5	10
Huelva	12,4	11,8	13,0	12,3	11,6	13,0	-0,1	-0,2	0,1	-0,4	-1,0	0,2	1
Huesca	20,2	18,5	22,0	20,3	19,8	20,8	0,0	1,3	-1,3	0,1	3,3	-3,0	6
Jaén	13,7	13,3	14,1	10,8	10,8	10,7	-2,9	-2,5	-3,4	-12,0	-10,2	-13,8	3,
León	15,6	15,1	16,2	13,4	12,2	14,8	-2,3	-2,9	-1,4	-7,5	-10,2	-4,4	6
Lleida	20,0	20,0	20,0	19,8	20,3	19,4	-0,2	0,4	-0,7	-0,4	0,9	-1,7	2
Lugo	13,1	11,4	15,0	12,4	10,5	14,6	-0,7	-0,9	-0,4	-2,7	-4,2	-1,5	2
Madrid	13,1	15,7	12,1	12,4	12,0	12,8	-1,5	-3,7	0,7	-2,7 -5,7	-13,4	2,9	16
Málaga	14,5	10,2	18,6	17,7	14,5	20,9	3,3	4,2	2,3	10,1	17,2	5,8	11,
Murcia	13,0	13,0	13,0	13,9	14,3	13,6		1,2	0,7	3,5	4,4	2,5	1,
	13,6	12,3	14,8		13,4	16,1	0,9	1,1	1,3	3,3 4,2	4,4		
Navarra				14,8			1,2					4,3	0,
Ourense	15,3	14,5	16,2	13,8	11,4	16,6	-1,5	-3,1	0,4	-5,1	-11,9	1,2	13
Palencia	17,7	16,8	18,8	14,5	13,1	16,2	-3,2	-3,7	-2,6	-9,9	-12,5	-7,3	5
Palmas, Las	15,2	16,2	14,1	15,0	16,9	13,1	-0,2	0,6	-1,0	-0,6	1,9	-3,7	5
Pontevedra	10,9	10,5	11,3	10,4	9,3	11,6	-0,5	-1,2	0,3	-2,2	-5,9	1,3	7
Rioja, La	18,4	17,3	19,5	19,5	20,0	19,0	1,0	2,7	-0,6	2,8	7,1	-1,5	8
Salamanca	15,9	15,6	16,1	13,5	12,8	14,3	-2,4	-2,8	-1,9	-8,1	-10,0	-6,2	3
S. C. de Tenerife	12,3	12,5	12,0	12,6	13,6	11,6	0,4	1,1	-0,4	1,5	4,2	-1,6	5
Segovia	26,5	22,1	31,2	23,7	20,2	27,4	-2,8	-1,9	-3,7	-5,6	-4,6	-6,3	1
Sevilla	8,6	8,8	8,5	9,2	9,8	8,6	0,6	1,0	0,2	3,3	5,3	1,0	4
Soria -	32,9	20,9	46,2	31,4	19,1	45,0	-1,5	-1,8	-1,2	-2,4	-4,4	-1,3	3
Tarragona	18,3	18,1	18,5	24,2	30,5	18,3	5,9	12,5	-0,2	13,8	25,6	-0,6	26
Teruel	30,0	23,1	37,6	26,4	20,1	33,4	-3,6	-3,0	-4,3	-6,4	-6,9	-6,1	0
Toledo	23,0	19,7	26,0	30,4	33,4	27,6	7,5	13,7	1,7	14,0	25,7	3,1	22
Valencia	10,3	9,5	11,1	11,3	11,7	10,9	1,0	2,2	-0,3	4,6	10,6	-1,3	11
Valladolid	16,6	13,7	19,8	15,5	12,7	18,6	-1,1	-1,0	-1,2	-3,4	-3,8	-3,1	0
Vizcaya	10,7	11,6	9,6	9,3	8,6	10,0	-1,4	-3,0	0,3	-7,2	-14,9	1,7	16
Zamora	17,2	16,8	17,6	14,5	14,4	14,7	-2,7	-2,5	-2,9	-8,4	-7,9	-9,0	1
Zaragoza	12,6	12,1	13,1	12,6	12,0	13,3	0,0	-0,1	0,2	0,1	-0,5	0,6	1

Notas: TEB = Tasa emigratoria bruta; TIB = Tasa inmigratoria bruta; TMN = Tasa migratoria neta; TMN* = Tasa migratoria neta alternativa; (*) Cambio entre los dos subperíodos. Fuente: Estadística de Variaciones Residenciales (INE).

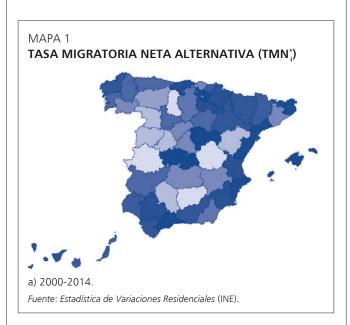
tran, para el conjunto del período y el primer subperíodo (gráficos 2a y b), tasas netas negativas y, además, sus correspondientes tasas brutas no se encuentran, ni de lejos (cuadro n.º 1), entre las más elevadas del país; en el segundo subperíodo, sin embargo, la situación de estas provincias ha cambiado sensiblemente (gráfico 2c). De hecho, es preciso apuntar que la crisis ha traído consigo un cambio, de cierta intensidad, en el patrón migratorio, en el sentido de que algunas de las provincias que cuentan con aglomeraciones urbanas potentes han pasado de ser emisores a receptores netos (Madrid y Vizcaya destacan, como hemos dicho, en este sentido) (7), mientras que Valencia, por ejemplo, ha seguido la dinámica opuesta.

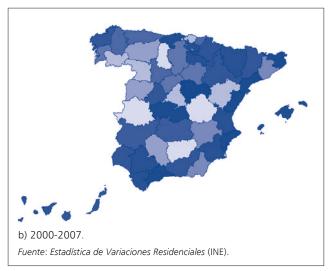
Aun cuando las tasas migratorias brutas y netas definidas de la forma convencional ofrecen una información interesante acerca de la magnitud de los flujos migratorios interprovinciales, creemos que la misma puede ser enriquecida mediante el uso de una definición alternativa de la tasa neta (que vamos a denotar por TMN*), la cual, según Plane (1984), constituye un «indicador de eficiencia demográfica de las migraciones». Esta definición alternativa refleja únicamente el porcentaje de los flujos emigratorios e inmigratorios en una localización *i* que dan lugar a un cambio poblacional en la misma. Por ello, se expresa como porcentaje de la ratio entre la migración neta de esa localización (*N_i*) y los flujos migratorios totales (*T_i*). En consecuencia,

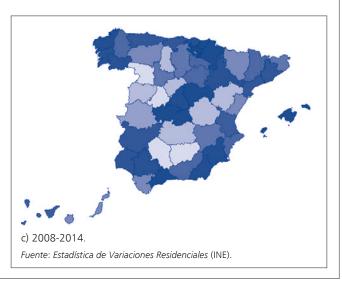
$$TMN_{i}^{*} = (N_{i}/T_{i}) 100$$
 [4]

donde $N_i = I_i - E_i = y$ $T_i = I_i + E_i$, siendo I_i y E_i los correspondientes flujos de entrada (inmigración) y salida (emigración). En valores absolutos, el rango de TMN^{*} varía entre 0 (cuando los flujos de entrada y salida son idénticos) y 100 (cuando todos los flujos son de entrada o salida). Si las cifras de inmigración superan a las de emigración TMN^{*} es positiva; en caso contrario, naturalmente, es negativa.

Las cuatro últimas columnas del cuadro n.º 1 ofrecen un panorama respecto a TMN* que resulta similar al de las tasas migratorias netas convencionales (8), bien que con matices interesantes, sobre todo porque estas últimas ocultan cambios de población que en algunos casos son notables. En concreto, y para la totalidad del período, se aprecia que hay provincias donde la población ha variado más de un 10 por 100 como consecuencia de las migraciones hacia y desde otras provincias; hablamos de Guadalajara, Toledo, Tarragona, Jaén y Málaga, todas ellas, excepto Jaén, con incrementos de población. Por otro lado, entre las provincias







cuya población se ha visto menos afectada por los movimientos migratorios de uno u otro signo, destacan Granada, Zaragoza, Huesca, Huelva y Guipúzcoa. Si, siguiendo la sugerencia de Plane (1984), calificamos la variación de la TMN^{*}, de un período a otro de «sustancial» cuando la misma supera los diez puntos, entonces la última columna del cuadro n.º 1 muestra que este resultado se produjo nada menos que en 15 de las 50 provincias (9 a peor y 6 a mejor), lo que, a todos los efectos, puede catalogarse como de un cambio de patrón en los procesos migratorios interprovinciales.

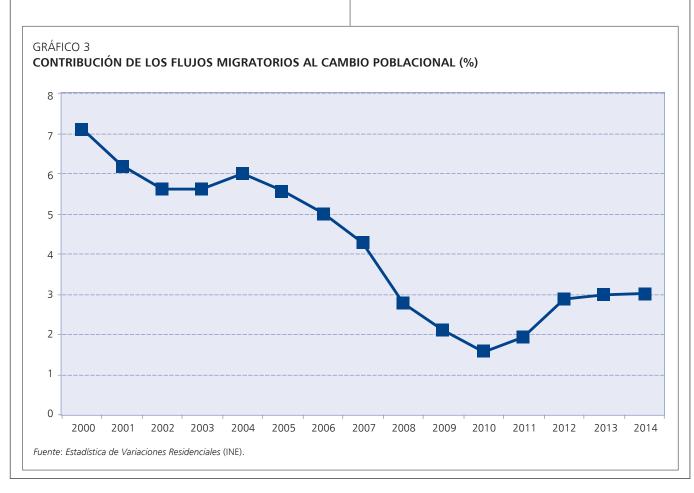
Adicionalmente, el mapa 1, que muestra la distribución geográfica del nuevo indicador de tasa migratoria neta (cuanto más oscuro el color, mayor es TMN_i*) (9), nos permite corroborar, para el conjunto del período (mapa 1a), lo dicho previamente en relación con Madrid, Barcelona y Vizcaya, al tiempo que, como información adicional, muestra que estas provincias están rodeadas de otras con niveles migratorios netos significativamente mayores. Estas tres provincias son, no obstante, algunas de las que más han cambiado su TMN_i* (mapas 1b y c),

por lo que podemos decir que el resultado arriba indicado es, en línea con lo comentado previamente, consecuencia específica de lo que sucedió antes del estallido de la crisis económica.

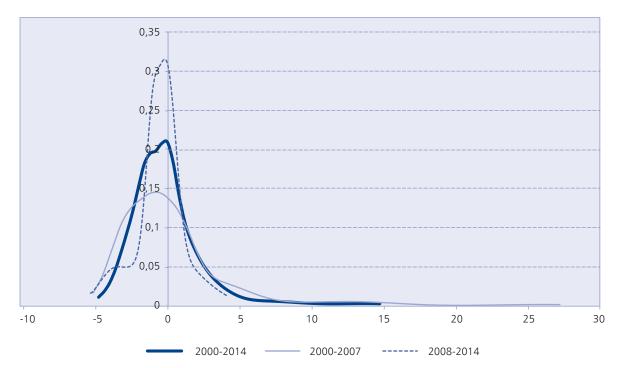
De forma complementaria, y partiendo de los indicadores TMN*, es posible computar un indicador global (o de todo el sistema) que refleja la contribución total de los flujos migratorios netos a la dinámica poblacional. Este indicador, TMN*, viene dado por la expresión

$$TMN^* = \left(\sum_i |N_i| / \sum_i T_i\right) 100$$
 [5]

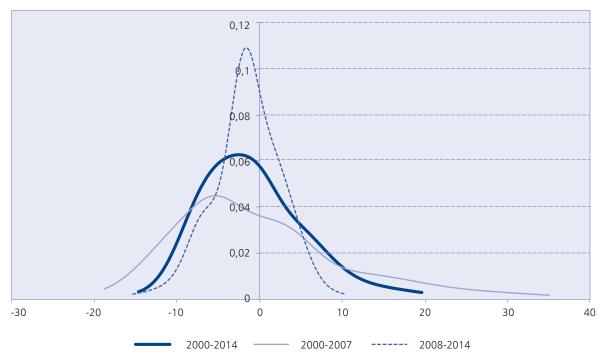
y su valor oscila también entre 0 y 100. Pues bien, de acuerdo con el gráfico 3 se aprecia que, a pesar de algunos comportamientos provinciales como los ya mencionados, la contribución de los flujos migratorios internos en España al cambio demográfico ha decaído con el paso del tiempo: empezó en 2000 con un nivel del 7 por 100, representativo de que solo ese porcentaje de los flujos migratorios totales produjo ganancias o pérdidas de población en las provincias españolas, y alcanzó su mínimo en







a) Tasa migratoria neta convencional (TMN_i). Fuente: Estadística de Variaciones Residenciales (INE).



b) Tasa migratoria neta alternativa (TMN_i*). Fuente: Estadística de Variaciones Residenciales (INE).

2010, donde la cifra se situó en torno al 1,6 por 100; a partir de entonces ha experimentado un pequeño repunte, hasta llegar a situarse en los últimos años en las proximidades del 3 por 100. Dicho con otras palabras, los flujos migratorios interprovinciales no han contribuido mucho, y menos aún en los años de crisis, a modificar la dinámica poblacional de las provincias españolas ni, por tanto, a facilitar el ajuste en el mercado de trabajo.

Para finalizar, y al objeto de ofrecer una panorámica complementaria de los flujos migratorios interprovinciales, el gráfico 4 muestra las funciones de densidad, tanto para las tasas migratorias netas convencionales como para las alternativas, y no solo en relación con todo el período muestral, sino, también, para sus dos subperíodos. Estas funciones, que se han representado a partir de la estimación de un kernel Gaussiano con ancho de banda flexible, muestran, en primer lugar, que ambas tasas siguen una distribución fuertemente concentrada en torno a la moda principal, que en todo momento resulta ser ligeramente negativa. El gráfico muestra, asimismo, un cambio en la forma externa de la distribución, que se manifiesta, sobre todo, en dos sentidos: la desaparición de la larga cola a la derecha existente en el primer sub-período, y una masa de probabilidad que, cada vez en mayor medida, se concentra en torno a la media de la distribución.

IV. EL MODELO MIGRATORIO: ESPECIFICACIÓN Y ESTIMACIÓN

De acuerdo con la sucinta revisión de la literatura acerca de los determinantes de las migraciones internas realizada en la sección segunda de este trabajo, un modelo general de migraciones podría resumirse en la siguiente ecuación:

Tasa migratoria =
$$f(\omega, u, c, a)$$
 [6]

donde, una vez más, ω denota el nivel de salarios, u se refiere a la tasa de desempleo, c es una variable genérica que recoge los costes (monetarios, no monetarios, ...) asociados a la migración, y a es otra variable genérica que refleja, en este caso, diversas características (las llamadas amenities) de las localizaciones consideradas.

Resulta obvio señalar que este modelo general admite diferentes especificaciones. Por ello, y para entender la versión del mismo que va a ser empleada en este trabajo, es preciso realizar una serie de precisiones. En primer lugar que como variable

dependiente utilizamos, dado su mayor contenido informativo, la definición alternativa de tasa migratoria neta (TMN*) explicada con anterioridad. En segundo lugar que, debido sobre todo a la volatilidad de los movimientos migratorios, optamos por tomar medias móviles (de tres años) tanto para la variable dependiente como para todas y cada una de las variables independientes. En tercer lugar, que las variables clave a la hora de explicar las migraciones, a saber el salario (computado a partir de los datos proporcionados por la Agencia Estatal de Administración Tributaria (AEAT), debidamente deflactados por el IPC, INE) (10) y la tasa de desempleo (*Encuesta* de Población Activa, INE), se han incluido, en línea con numerosos trabajos sobre el tema (la referencia clásica de todos ellos sería, probablemente, el artículo de Pissarides y McMaster, 1990), tanto en niveles como en tasas de crecimiento; con ello, tratamos de capturar la idea de que a la hora de tomar la decisión de emigrar entran en juego no solamente el salario y el desempleo existentes en un momento determinado, sino también su evolución reciente. En cuarto lugar que, dentro de las variables que tradicionalmente se incluyen para aproximar el coste monetario de las migraciones, se ha optado por el precio de la vivienda (a partir de datos del Ministerio de Fomento). En quinto y último lugar que, como *proxy* de las amenities, se han considerado, simultáneamente, la densidad de población (INE) y un indicador de bondad climática calculado como la ratio entre la temperatura media y el volumen de precipitaciones de cada provincia (INE) (11).

En consecuencia, nuestro modelo migratorio adoptaría, en principio, la siguiente especificación:

$$TMN_{it}^* = \alpha_i + \beta_1 \omega_{it} + \beta_2 u_{it} + \beta_3 \Delta \omega_{it} + \beta_4 \Delta u_{it} + \beta_5 d_{it} + \beta_5 c d_{it} + \beta_7 \rho v_{it} + \varepsilon_{it}$$
[7]

donde los subíndices i y t se refieren a provincia y tiempo, respectivamente, TMN^* , ω y u tienen los significados ya conocidos, d es la densidad poblacional, cl representa el clima y pv el precio de la vivienda.

No obstante, y en cierta medida a raíz de la estimación de la ecuación [7], (12) hay otro aspecto que es necesario tomar en consideración para entender la especificación final de nuestro modelo (representado en la ecuación [8] que mostraremos a continuación). A diferencia de la gran mayoría de los estudios sobre esta materia, hemos incluido un rasgo distintivo muy importante en nuestro modelo migratorio: el tratamiento de los problemas de dependencia espacial (13). En efecto, estimaciones previas sobre el

comportamiento de los movimientos migratorios en España no prestan atención al hecho de que los correspondientes a una provincia pueden estar afectados por lo sucedido en el resto de provincias, ya sea en sus propias migraciones o en las variables explicativas de las mismas. Hay multitud de motivos, sin embargo, para pensar que esto puede ser así, entre los que sobresalen la presencia de efectos spillover espaciales, la existencia de áreas metropolitanas pertenecientes a diferentes provincias, similitudes desde un punto de vista demográfico, características latentes y, por tanto, no observables que son comunes entre provincias vecinas, la presencia de efectos de congestión, etc. Teniendo en cuenta, además, que la literatura ha mostrado de forma concluyente que la omisión de los efectos espaciales puede provocar resultados inconsistentes (véase, por ejemplo LeSage y Pace, 2009), abordamos esta cuestión en el presente trabajo.

Al objeto de incluir las consideraciones espaciales arriba mencionadas es preciso empezar por definir la llamada «matriz de distancias», que denotamos por W. El propósito que tiene incluir esta matriz en las estimaciones es muy simple: se trata de dar, cuando se considera la situación geográfica, una mayor relevancia (un mayor peso) a lo que ocurre en las localizaciones (provincias en nuestro caso) más cercanas con respecto a las más lejanas. Dado que existen distintas definiciones de la matriz de distancias, nosotros hemos optado inicialmente por aquella que recoge un mejor ajuste a nuestros datos; siguiendo las directrices marcadas por Elhorst et al. (2013), hemos elegido la que presenta un valor más alto de la función de log-verosimilitud por observación. De acuerdo a este criterio, la matriz de distancias utilizada en nuestro modelo de referencia es la que recoge la inversa de las distancias al cuadrado.

Con todas estas precisiones en mente, el modelo finalmente estimado es el dado por la siguiente ecuación:

$$TMN_{it}^{*} = \alpha_{i} + \beta_{1}\omega_{it} + \beta_{2}u_{it} + \beta_{3}\Delta\omega_{it} + \beta_{4}\Delta u_{it} + \beta_{5}d_{it} + \beta_{6}cl_{it} + \beta_{7}pv_{it} + \rho\sum_{j}W_{ij}TMN_{jt}^{*} + \theta_{1}\sum_{j}W_{ij}\omega_{jt} + \theta_{2}\sum_{j}W_{ij}u_{jt} + \theta_{3}\sum_{j}W_{ij}\Delta\omega_{jt} + \theta_{4}\sum_{j}W_{ij}\Delta u_{jt} + \theta_{5}\sum_{j}W_{ij}d_{jt} + \theta_{6}\sum_{j}W_{ij}cl_{jt} + \theta_{7}\sum_{i}W_{ij}pv_{it} + \varepsilon_{it}$$
[8]

donde W_{ij} se refiere a los elementos de la matriz de distancias (estandarizada por filas), (14) ρ denota el

parámetro espacial autorregresivo, θ es un vector de parámetros asociados a los retardos espaciales de las variables explicativas, y ε_{it} es un parámetro de error independiente desde el punto de vista espacial. Como puede verse, y con el objeto principal de minimizar el problema de variables omitidas, se han incluido efectos fijos provinciales en la especificación final de nuestro modelo, (15) inclusión que está avalada por los resultados obtenidos en el test de Hausman.

Como puede observarse, la ecuación [8] es una versión del denominado *Spatial Durbin Model* (SDM), que incluye, por tanto, retardos espaciales tanto de la variable dependiente como de las variables independientes. Conviene indicar que, siguiendo las recomendaciones de LeSage y Pace (2009) y Elhorst (2014), se ha testado la posibilidad de reducir este modelo a uno de retardo espacial (SAR), a uno de error espacial (SEM), o a uno de panel espacial de X (SLX); en todos los casos, sin embargo, los resultados obtenidos ponen de manifiesto que la especificación de un SDM es la más adecuada para evaluar los determinantes de las migraciones en España.

CUADRO N.º 2	
DESTILITADOS DEL MODELO MICRATORIO	
RESULTADOS DEL MODELO MIGRATORIO	

VARIABLES	COEF.	P-VALUES
$oldsymbol{\omega}_{it}$	0,004*	0,000
u_{it}	-0,689*	0,000
$\Delta\omega_{_{it}}$	0,118	0,723
Δu_{it}	-0,074*	0,025
d_{it}	0,027	0,273
cl_{it}	0,726*	0,016
pv_{it}	-0,002	0,359
$\sum_{j} W_{ij} TMN_{jt}^*$	-0,151**	0,078
$\sum_{j} \mathcal{W}_{ij} oldsymbol{\omega}_{jt}$	-0,001	0,581
$\sum_{j} W_{ij} u_{jt}$	0,186	0,521
$\sum_{j} W_{ij} \Delta \omega_{jt}$	-0,694**	0,080
$\sum_{j} W_{ij} \Delta u_{jt}$	0,033	0,488
$\sum_{j} W_{ij} d_{jt}$	-0,939*	0,000
$\sum_{j} W_{ij} cl_{jt}$	-0,676*	0,000
$\sum_{j}W_{ij}pv_{jt}$	-0,001	0,820
R cuadrado	0,38	-

Notas: * denota coeficientes significativos al 95 por 100; ** denota coeficientes significativos al 90 por 100.

Fuente: Ministerio de Fomento, AEAT e INE.

Los resultados obtenidos en la estimación, realizada por máxima verosimilitud, se recogen en el cuadro n.º 2, (16) en el que no se incluyen, por cuestión de espacio, los efectos fijos provinciales. Comenzando por las variables no retardadas espacialmente, los resultados parecen confirmar que una provincia recibe tantos más inmigrantes cuanto mayor es su salario medio y menor su tasa de desempleo; los resultados de estas variables en tasas de crecimiento parecen indicar que únicamente las caídas del desempleo atraen población hacia una provincia. Del resto de variables únicamente el clima presenta un coeficiente estadísticamente significativo, y dado su signo nos traslada el mensaje de que las bondades climáticas también son un factor de atractivo provincial.

En relación con los retardos espaciales se observa, en primer lugar, que el coeficiente asociado al retardo de la variable dependiente resulta negativo y estadísticamente significativo; se cumple, por lo tanto y en pura lógica, que las provincias «compiten» por las migraciones, es decir, que un flujo importante de una provincia a otra provincia vecina tiene, obviamente, efectos opuestos es sus respectivos saldos migratorios. Del resto de variables, las que muestran resultados estadísticamente significativos son, por un lado, el retardo espacial del incremento del salario, que tiene un parámetro negativo indicativo de que un alza del salario en las provincias vecinas actúa como factor de retención de su propia población y/o de atracción de la población de la provincia considerada. Por otro lado, la densidad y las condiciones climáticas también tienen asociado un coeficiente negativo, ilustrativo

de que un valor elevado de ambas variables reduce las migraciones hacia las provincias vecinas.

No obstante lo dicho, los resultados obtenidos directamente en la estimación del modelo espacial (ecuación [8]) no reflejan de forma precisa, como la literatura ha demostrado fehacientemente, los efectos de cada una de las variables independientes en la dependiente (aquí la tasa migratoria neta). Estos resultados deben ser tomados solamente como punto de partida a la hora de cuantificar los denominados efectos globales directos, indirectos y totales de cada una de esas variables. En nuestro caso, y de forma simple, los efectos directos reflejan la influencia del cambio de una variable en la tasa migratoria neta de su misma provincia, mientras que los indirectos recogen la influencia conjunta de un cambio en el valor de una variable en el resto de provincias sobre la tasa migratoria neta de cada provincia i. El efecto total, como su nombre indica, es la suma de los dos anteriores.

El cuadro n.º 3 recoge los resultados obtenidos. Como puede verse, la diferencia entre los coeficientes asociados a las variables no retardadas espacialmente en el cuadro n.º 2 y los efectos directos del cuadro n.º 3 es muy pequeña; este es un resultado común en la literatura, dado que los efectos directos únicamente incluyen los efectos de retroalimentación (feedback) que surgen como resultado de los impactos que el cambio en i tiene en las provincias vecinas y vuelven a la provincia donde se produjeron (LeSage y Pace, 2009). Por ello, aquí nos remitimos a lo comentado anteriormente. En el caso de los efectos indirectos, sin embargo, las dife-

CUADRO N.º 3

EFECTOS DIRECTOS, INDIRECTOS Y TOTALES

VARIABLES	EFECTO L	DIRECTO	EFECTO IN	NDIRECTO	EFECTO TOTAL		
VANIABLES	COEF.	P-VALOR	COEF.	P-VALOR	COEF.	P-VALOR	
ω	0,004*	0,000	-0,001	0,299	0,003*	0,001	
и	-0,682*	0,000	0,199	0,477	-0,482*	0,025	
$\Delta\omega$	0,145	0,679	-0,684**	0,092	-0,539**	0,072	
Δu	-0,075*	0,020	0,041	0,388	-0,034	0,285	
d	0,042**	0,078	-0,837*	0,000	-0,795*	0,000	
cl	0,784*	0,009	-0,490*	0,000	0,294	0,255	
pv	-0,002	0,377	-0,001	0,740	-0,003	0,305	

Notas: * denota coeficientes significativos al 95 por 100; ** denota coeficientes significativos al 90 por 100. Fuente: Ministerio de Fomento, AEAT e INE.

rencias pueden (y suelen) ser mucho mayores, ya que el cambio se produce, originalmente, en las provincias vecinas. No obstante, tampoco son demasiado pronunciados en nuestro caso, lo que indica que los efectos *feedback*, aunque significativos, no parecen tener excesiva importancia (en el caso del desempleo, por ejemplo, únicamente alcanzan el 7 por 100, si bien es cierto que los relativos a la densidad poblacional y el clima son mucho mayores). Centramos nuestros comentarios, por tanto y para evitar ser repetitivos, en los efectos totales. Como puede observarse, el efecto total de los salarios y tasa de desempleo en niveles continúa siendo el esperado: la gente se mueve de una provincia a otra en busca de mejores salarios y más oportunidades de empleo (donde hay menores tasas de paro). Por lo que se refiere a la tasa de crecimiento de estas variables, resulta que finalmente es el salario y no la tasa de paro la variable que resulta estadísticamente significativa; el efecto total del incremento salarial es negativo gracias a su componente indirecto, mientras que el efecto total del cambio en el desempleo no resulta significativo a pesar de que ejerce un efecto directo negativo sobre la provincia en el que se produce. Para finalizar, es preciso indicar que la densidad de población registra un efecto total negativo (provocado en su totalidad por su efecto indirecto), mientras que el clima tiene un efecto total nulo dado que se produce una compensación entre un efecto directo positivo y un efecto indirecto negativo; parece claro, por tanto, que ese efecto compensación «camufla» el efecto que tiene el clima sobre las migraciones, ya que atrae inmigrantes a la provincia con bondades climáticas y expulsa emigrantes de las provincias con malas condiciones climáticas.

V. EL MODELO MIGRATORIO: ANÁLISIS DE ROBUSTEZ

Habiendo estimado nuestro modelo de referencia, en esta sección vamos a testar la robustez de los resultados obtenidos desde dos perspectivas distintas: por un lado, en relación con el uso de matrices de distancias alternativas; por otro, a través de la inclusión de algunas variables de control en la ecuación [8]. Por cuestiones de espacio, vamos a mostrar solo los efectos directo, indirecto y total, dejando de lado en todos los casos los resultados obtenidos para los coeficientes del modelo de partida.

1. Matrices de distancias alternativas

Dado que la elección de la matriz de distancias es un factor clave en todo análisis espacial (Durbin, 1988), y a pesar de que anteriormente elegimos la que, en principio, mejor se ajusta a nuestros datos, hemos procedido a repetir el análisis considerando cuatro matrices de distancias alternativas. En primer lugar, utilizamos una matriz de distancias definida en términos de la inversa de la distancia entre provincias, de modo que «penalizamos» menos la distancia. En segundo lugar, hemos establecido, en la matriz de distancias inicial, un cut-off de modo tal que, a partir de esa distancia, consideramos que la influencia entre provincias es despreciable; en este caso, y de nuevo con el criterio de la función de log-verosimilitud, seleccionamos una distancia límite de 250 km. En tercer lugar, hacemos uso de la tradicional función de distancias «de vecinos» (cinco en este caso); y otra vez en base a un criterio estadístico, son cinco las provincias vecinas consideradas. Por último, también empleamos una función de distancias definida como exp (-distancia).

Como puede verse en el cuadro n.º 4, el grueso de los resultados obtenidos en nuestro modelo de referencia se mantiene al cambiar la definición de la matriz de pesos. Hay, no obstante, algunas diferencias que añaden contenido informativo y en las que nos queremos centrar:

- Parece que puede existir un efecto indirecto significativo (y positivo) en el precio de la vivienda, lo que estaría indicando que si este es muy alto en las provincias vecinas a la considerada las migraciones hacia ella son más intensas. Este resultado podría explicar, en parte al menos, los flujos de población que se producen desde las grandes capitales de provincia (principalmente Madrid y Barcelona) hacia provincias cercanas (como, por ejemplo, Guadalajara y Tarragona).
- Los efectos del incremento de la tasa de desempleo, especialmente su efecto directo (un incremento del desempleo frena las inmigraciones y provoca emigración), no parecen ser tan fuertes en los casos en los que se considera una matriz de distancias que considera nula la influencia de determinadas provincias (a saber, matriz con *cut-off* y matriz de vecinos). La conclusión tentativa que se puede extraer de este resultado es que la variación del desempleo en la potencial provincia de destino resulta más relevante a la hora de explicar las migraciones de larga distancia.
- El efecto indirecto y negativo del incremento de los salarios (un incremento en las provincias vecinas desanima las migraciones hacia mi provin-

CUADRO N.º 4 $\label{eq:cuadro} \mbox{ROBUSTEZ DE LOS RESULTADOS: MATRICES DE DISTANCIAS ALTERNATIVAS }$

VARIABLES	EFECTO D	DIRECTO	EFECTO IN	IDIRECTO	EFECTO TOTAL		
VAINABLES	COEF.	P-VALOR	COEF.	P-VALOR	COEF.	P-VALOR	
		Inver	rsa de la distancia				
ω	0,004*	0,000	-0,003*	0,036	0,002	0,13	
и	-0,615*	0,000	0,525	0,252	-0,089	0,819	
$\Delta \omega$	0,049	0,888	-0,799**	0,069	-0,749*	0,038	
Δu	-0,079*	0,011	0,098*	0,043	0,018	0,57	
d	0,019	0,446	-1,720*	0,000	-1,701*	0,00	
cl	4,023*	0,000	-2,725*	0,000	1,299*	0,00	
pv	-0,003	0,241	0,014*	0,043	0,011**	0,08	
		Cı	ıt-off (250 km)				
ω	0,004*	0,000	0,002*	0,031	0,006*	0,00	
и	-0,625*	0,000	0,117	0,608	-0,508*	0,00	
$\Delta\omega$	0,210	0,569	-0,483	0,221	-0,273	0,28	
Δu	-0,052	0,117	-0,056	0,190	-0,108*	0,00	
d	0,051*	0,039	-0,549*	0,000	-0,497*	0,00	
cl	1,320*	0,000	0,113	0,237	1,432*	0,00	
pv	-0,002	0,349	0,011*	0,001	0,009*	0,00	
			Vecinos (5)				
ω	0,004*	0,000	0,001	0,516	0,004*	0,00	
и	-0,753*	0,000	0,257	0,205	-0,496*	0,00	
$\Delta\omega$	0,235	0,510	-0,548	0,143	-0,314	0,19	
Δu	-0,050	0,123	-0,021	0,623	-0,071*	0,00	
d	0,028	0,247	-0,473*	0,000	-0,446*	0,00	
cl	0,313	0,146	0,870*	0,000	1,182*	0,00	
pv	-0,003	0,262	0,008*	0,024	0,006*	0,00	
		E	xp(-distancia)				
ω	0,004*	0,000	0,000	0,765	0,005*	0,00	
и	-0,662*	0,000	0,362	0,158	-0,300	0,12	
$\Delta\omega$	0,057	0,875	-0,271	0,504	-0,215	0,43	
Δu	-0,059**	0,072	-0,022	0,620	-0,081*	0,00	
d	0,055*	0,025	-0,773*	0,000	-0,718*	0,00	
cl	8,455*	0,000	-7,235*	0,000	1,220*	0,00	
pv	-0,002	0,369	-0,004	0,308	-0,006**	0,06	

Notas: * denota coeficientes significativos al 95 por 100; ** denota coeficientes significativos al 90 por 100. Fuente: Ministerio de Fomento, AEAT e INE. cia) tampoco se mantiene en todos los casos, lo que arroja algunas dudas sobre el papel que juegan los aumentos salariales.

– En cuando a los salarios en niveles, sin embargo, los resultados obtenidos refuerzan su influencia. De hecho, no solamente confirman su papel como factor que atrae migraciones hacia la provincia en la que estos son elevados (efecto directo), sino que, en algunos casos, añaden un efecto indirecto negativo y significativo, lo que indica que, *ceteris paribus*, una provincia recibe más inmigrantes cuando menor es el salario de sus provincias vecinas.

2. Variables de control

Otra forma de testar la robustez de los resultados inicialmente obtenidos es la que conlleva la inclusión de variables de control en la ecuación de migraciones. En este sentido, se probaron tres alternativas. Por un lado, y en línea con lo mostrado en la parte descriptiva de este trabajo, testamos por la presencia de asimetrías entre el período de precrisis y crisis, para lo cual incluimos en la ecuación [8] una dummy que recoge la crisis iniciada en 2008 (17). Por otro lado, y en línea con algunos trabajos previos, también incluimos la tasa de desempleo nacional en el análisis. Por último, y para contrastar la posible influencia de las diferencias en la estructura productiva de las provincias en los flujos migratorios, optamos por incluir como regresores el peso, en términos de empleo, de los sectores de construcción y servicios (Encuesta de Población Activa, INE).

El cuadro n.º 5 muestra los resultados obtenidos. Estos son, de nuevo e incluso en mayor medida que en el caso anterior, muy similares a los de nuestro modelo base. En todo caso, creemos que merece la pena resaltar lo siguiente:

- Que el incremento salarial pierde su influencia cuando se incluye la dummy representativa del período de crisis o el desempleo nacional. Parece, por tanto, que su influencia a la hora de explicar los movimientos migratorios en España ha variado a lo largo del tiempo.
- Que algo similar ocurre con el indicador de bondad climática, ya que, al controlar por la tasa de paro nacional, el mismo pierde su significatividad.
- Que, en lo que se refiere a las variables de control, vemos que ni la crisis ni la tasa de paro

nacional resultan estadísticamente significativas. Este resultado, que puede parecer contraintuitivo, tiene, sin embargo, una explicación lógica. Los efectos de estas variables están ya descontados en otras dos variables: el salario y, sobre todo, la tasa de desempleo provincial (18).

- Que, en lo que se refiere al *industry mix*, parece que las provincias con mayor empleo en el sector de la construcción atraen población de otras provincias, mientras que en el caso de los servicios sucede lo contrario (19).

VI. CONCLUSIONES

En este trabajo se examinan los flujos migratorios interprovinciales en España durante el período 2000-2014, con el objetivo de identificar sus principales determinantes. Tras poner de relieve, de forma sucinta, algunos de los modelos teóricos que se han propuesto con este fin, el artículo revisa los aspectos más destacados de las migraciones interprovinciales durante el período objeto de estudio, y pone de relieve que, en términos netos, estas no han sido muy sustanciales y que, en bastantes casos, han cambiado de signo a lo largo del tiempo.

Posteriormente, y como contribución del trabajo a la literatura existente, se especifica un modelo espacial de migraciones que se estima por medio de técnicas de econometría espacial. Los resultados, por el lado de los llamados efectos directos, muestran que las provincias cuya población se ve más aumentada como consecuencia de los movimientos migratorios son aquéllas que tienen un salario alto y una menor tasa de desempleo, sobre todo si ésta mantiene una trayectoria decreciente; por otro lado, también ponen de manifiesto la influencia positiva del clima.

En lo que respecta a los efectos indirectos, parece que una provincia recibe emigrantes cuando en las provincias vecinas se están reduciendo los salarios, se dan malas condiciones climáticas y hay una baja densidad poblacional. La suma de todos estos efectos nos refleja un panorama en el que, como era de esperar, salarios (tanto en niveles como en tasas de crecimiento —dado el efecto indirecto que acabamos de mencionar—) y desempleo (solamente en niveles, ya que el efecto directo de su tasa de crecimiento desaparece debido al efecto indirecto) destacan como variables determinantes de flujos migratorios. La densidad de población, asimismo, juega un papel significativo, y parece explicar movi-

CUADRO N.º 5

ROBUSTEZ DE LOS RESULTADOS: VARIABLES DE CONTROL

VARIABLES	EFECTO D	IRECTO	EFECTO IN	NDIRECTO	EFECTO TOTAL		
VARIABLES	COEF.	P-VALOR	COEF.	P-VALOR	COEF.	P-VALOR	
		ı	Dummy crisis				
ω	0,004*	0,000	-0,002	0,214	0,003*	0,012	
и	-0,673*	0,000	0,191	0,512	-0,483*	0,014	
$\Delta \omega$	0,145	0,681	-0,570	0,165	-0,425	0,138	
Δu	-0,076*	0,018	0,044	0,349	-0,032	0,327	
d	0,043**	0,072	-0,826*	0,000	-0,782*	0,000	
cl	1,123*	0,000	-0,256	0,543	0,867*	0,025	
pv	-0,002	0,377	0,000	0,975	-0,002	0,530	
dummy _{crisis}	0,888	0,542	-0,138	0,544	0,750	0,559	
		Tasa	de paro nacional				
ω	0,004*	0,000	-0,001	0,341	0,003*	0,003	
и	-0,683*	0,000	0,241	0,439	-0,441*	0,037	
$\Delta \omega$	0,147	0,676	-0,706	0,130	-0,559	0,118	
Δu	-0,075*	0,019	0,043	0,385	-0,032	0,376	
d	0,043**	0,072	-0,826*	0,000	-0,783*	0,000	
cl	-0,399	0,494	0,721	0,650	0,322	0,234	
pv	-0,002	0,380	-0,002	0,791	-0,004	0,517	
U _{Nacional}	-0,092	0,847	0,007	0,918	-0,085	0,841	
			Industry mix				
ω	0,004*	0,000	0,000	0,960	0,004*	0,003	
и	-0,566*	0,000	0,504*	0,030	-0,062	0,037	
$\Delta\omega$	0,218	0,532	-0,679**	0,088	-0,461**	0,118	
Δu	-0,097*	0,003	0,041	0,350	-0,056**	0,376	
d	0,046*	0,045	-0,907*	0,000	-0,860*	0,000	
cl	0,310	0,346	-1,283*	0,000	-0,973*	0,234	
pv	-0,003	0,255	-0,002	0,618	-0,005	0,517	
Construcción	0,469*	0,031	-0,056	0,321	0,414*	0,841	
Servicios	-0,403*	0,004	0,045	0,241	-0,358*	0,008	

Notas: * denota coeficientes significativos al 95 por 100; ** denota coeficientes significativos al 90 por 100.

Fuente: Ministerio de Fomento, AEAT e INE.

mientos migratorios hacia las zonas más pobladas. El clima, y pese a que muestra un efecto total no significativo, estimamos que se puede incluir entre los factores que determinan las migraciones ya que el resultado total se debe a la existencia de un efecto compensación entre efectos directos e indirectos; la gente se mueve, *ceteris paribus*, hacia provincias con buenas condiciones climáticas.

La última parte del trabajo demuestra que los resultados obtenidos son bastante robustos a diferentes especificaciones de la matriz de distancias y a la inclusión de variables de control. Lo más destacado de este análisis de robustez es que permite atisbar la posible influencia de los precios de la vivienda en las migraciones, lo que, en nuestra opinión, podría ayudar a entender un tipo específico de movimientos migratorios, el que se produce entre grandes zonas urbanas (Madrid y Barcelona, sobre todo) y sus provincias vecinas.

NOTAS

- (1) El análisis se realiza a nivel provincial puesto que, como es obvio, cuando mayor es el nivel de desagregación mayor fiabilidad tienen los resultados. No obstante lo dicho, hemos de reconocer que existen desplazamientos diarios de personas entre provincias (conocido como commuting), que no se consideran en el trabajo por problemas de disponibilidad de datos.
- (2) El modelo neoclásico de las migraciones hunde sus raíces en el trabajo pionero de RAVENSTEIN (1885; 1889) y en los modelos *push-pull* (LEE, 1966).
- (3) HARRIS y Todaro (1970) se refieren a la emigración del campo ($rural\ sectors$) a la ciudad ($urban\ sectors$), pero su modelo se puede extender, sin dificultad, al caso de dos localizaciones i y j cualesquiera.
- (4) En la «Nueva Economía de la Emigración» no solo se subraya el hecho de que la decisión de emigrar se toma más a nivel familiar que individual sino, también, que el objetivo de la emigración estriba tanto en la maximización de la renta esperada como (aunque esto es menos relevante en el contexto de la mayoría de las migraciones internas) en su diversificación.
- (5) El enfoque de redes se aplica, fundamentalmente, a las decisiones de emigrar de un país a otro y, dentro de un país, a las migraciones internas de los extranjeros.
- (6) Este no es, pese a todo, un caso sorprendente, pues, como muestra la evidencia empírica, a menudo sucede que cuanto más pequeña es una localización, más extremos tienden a ser sus flujos migratorios netos. Adicionalmente, por ejemplo, la proximidad de Guadalajara a Madrid (corredor del Henares), o de Tarragona a Barcelona, es otro factor que ayuda a entender lo elevado de la tasa migratoria neta.
- (7) Barcelona ha pasado, asimismo, de expulsar población a, en términos netos, mantener una situación de equilibrio.
- (8) El coeficiente de correlación entre la definición tradicional de las tasas migratorias netas (TMN,) y la definición alternativa (TMN,) es de 0,92, 0,91 y 0,93 para el conjunto del período, el primer y segundo subperíodos, respectivamente.
- (9) Los valores de la TMN; difieren substancialmente entre períodos. Los valores extremos son -7,2 y 10,1, -7,0 y 20,4, y -8,3 y

- 5,8 para el período completo, el primer y el segundo subperíodos, respectivamente.
- (10) Tomando como base los salarios medios nacionales, los datos de Navarra, Álava, Guipúzcoa y Vizcaya se han aproximado a partir de la información ofrecida por la *Encuesta Anual de Coste Laboral* (INE).
- (11) Dado que no se dispone de datos para todo el período, se ha completado la serie disponible tratando de evitar saltos en la misma. No creemos que esta circunstancia sea transcendental en los resultados obtenidos, ya que si las personas buscan un mejor clima en la provincia de destino lo hacen en función de la bondad climática «histórica», y no de lo sucedido, por ejemplo, el año anterior. De hecho, Rodríguez-Pose y Ketterrer (2012), en un trabajo dedicado al estudio de la influencia de las amenities (especialmente del clima) en los movimientos migratorios, utilizan valores medios de temperatura y precipitaciones, incluyéndolos en el modelo como regresores constantes en el tiempo.
- (12) Ya que su estimación puso de relieve la existencia de problemas de dependencia espacial.
- (13) Que sepamos, solo existe, para el caso de España, un trabajo que aborda (a través de un modelo de error espacial) los problemas de dependencia espacial en un modelo migratorio (MULHERN y WATSON, 2009).
- (14) Cada elemento ij viene dado, por lo tanto, por $W_{ij}=1/d_{ij}^2 \ \forall i \neq j$, donde d es la distancia (en km) entre las provincias i y j. Conviene indicar que, aunque algunos autores abogan por la estandarización de la matriz de distancias por columnas (Sardadovar y Rocha-Akis, 2016), en este caso los resultados son muy similares, por lo que hemos mantenido la estandarización por filas tradicional.
- (15) Para ver una reciente e interesante reflexión sobre la importancia que tiene la inclusión de efectos fijos en un modelo de migraciones, véase RAMOS (2016).
- (16) Conviene señalar que hemos replicado el análisis con la tasa migratoria neta convencional como variable dependiente y los resultados se mantienen; esto, naturalmente, está en línea con el hecho de que el coeficiente de correlación entre los dos conceptos de tasa migratorias neta es muy elevado (véase nota al pie n.º 7). Asimismo, hemos probado definiendo las variables salario y desempleo en términos de ratios y diferencias en lugar de hacerlo en niveles y, de nuevo, los resultados obtenidos son muy similares. Por último, y en línea con CLEMENTE et al. (2016), hemos estimado el modelo con salarios esperados y, una vez más, los resultados no varían de forma apreciable.
- (17) Aunque no se muestra en el trabajo, también se probó a incluir efectos fijos temporales para todos los años. Estos resultaron ser no significativos de forma individual en la mayor parte de los casos, pero sí lo fueron de forma conjunta, por lo que su no inclusión podría conllevar problemas de sobreestimación en los coeficientes asociados al retardo espacial de nuestro modelo de referencia. No obstante lo dicho, descartamos esta posibilidad por dos motivos: 1) Porque los resultados con efectos temporales fueron muy similares a los obtenidos con la dummy crisis, lo que es indicativo de que la inclusión de esta es efectiva para controlar por los efectos temporales que afectan a todas las provincias españolas; 2. Porque las diferencias con el modelo base son, en todo caso, menores.
- (18) De hecho, se hicieron pruebas para testar esta hipótesis, siendo los resultados concluyentes.
- (19) Siguiendo las sugerencias de un evaluador, también se incluyeron variables de interacción crisis/industry-mix. Los resultados muestran un cambio en el papel jugado por los distintos sectores antes y después del estallido de la crisis: si antes de la crisis el sector de la construcción atraía trabajadores, posteriormente ha sido el sector servicios el foco de atracción. Parece, por tanto, que en promedio, predomina el papel de cada sector antes de la crisis.

BIBLIOGRAFÍA

- Arango, J. (2000), «Explaining migration: A critical review», *International Social Science Journal*, 52: 283-296.
- BAUER, T. y K. L. ZIMMERMANN (1997), «Network migration of ethnic Germans», *International Migration Review*, 31: 143-149.
- (1999), «Assessment of possible migration pressure and its labor market impact following EU enlargement to Central and Easter Europe», IZA Research Report No. 3.
- BORJAS, G. (1990), Friends or strangers: The impact of immigrants on the U.S. economy, Basic Books, New York.
- Cebula, R. (2005), «Internal migration determinants: Recent evidence», International Advances in Economic Research, 11: 267-274.
- CLEMENTE, J.; LARRAMONA, G., y L. OLMOS (2016), «Interregional migration and thresholds: Evidence from Spain», *Spatial Economic Analysis* (in press) DOI: 10.1080/17421772.2016.1153706.
- Durbin, R. A. (1988), «Estimation of regression coefficients in the presence of spatially autocorrelated error terms», *The Review of Economics and Statistics*, 70: 466-474.
- ELHORST, P. (2014), «Matlab software for spatial panels», *International Regional Science Review*, 37: 389–405.
- ELHORST, P.; ZANDBERG, E., y J. DE HAAN (2013), «The impact of interaction effects among neighbouring countries on financial liberalization and reform: A dynamic spatial panel data approach», *Spatial Economic Analysis*, 8: 293-313.
- HARRIS, J. R., y M. P. Todaro (1970), «Migration, unemployment and development: A two sector analysis», *The American Economic Review*, 60: 126-142.
- HIERRO, M. (2009), «Modelling the dynamics of internal migration flows in Spain», *Papers in Regional Science*, 88: 683-692.
- Lee, E. S. (1966), «A theory of migration», Demography, 3: 47-57.
- LeSage, J. P., y K. Pace (2009), Introduction to Spatial Econometrics, CRC Press, Taylor & Francis Group.
- Massey, D.; Arango, J.; Hugo, G.; Kouaoucı, A.; Pellegrino, A., y J. E. Taylor (1998), Worlds in motion. Understanding international migration at the end of the millennium. Oxford, Clarendon Press.

- MAZA, A., y J. VILLAVERDE (2004), «Interregional migration in Spain: A semiparametric analysis», *The Review of Regional Studies*, 34: 156-171.
- MINCER, J. (1978), «Family migration decisions», *Journal of Political Economy*, 86: 749-773.
- Minondo, A.; Requena, F., y G. Serrano (2013), «Movimientos migratorios en España antes y después de 2008», *Papeles de Economía Española*, 13: 80-97.
- Mulhern, A., y J. Watson (2009), «Spanish internal migration: is there anything new to say?», *Spatial Economic Analysis*, 4: 103-120.
- PISSARIDES, C. A., y I. McMaster (1990), «Regional migration, wages and unemployment: Empirical evidence and implications for policy», Oxford Economic Papers, 42: 812-831.
- PLANE, D. A. (1984), «Demographic efficiency analysis of U.S. interstate population exchange, 1935-1980», *Economic Geography*, 60(4), 294-312.
- RAMOS, R. (2016), «Gravity models: a tool for migration analysis», *IZA World of Labour*, 239.
- RAVENSTEIN, E. G. (1885), «The laws of migration-II», Journal of the Statistical Society, 52: 214-301.
- RODRÍGUEZ-POSE, A., y T. D. KETTERER (2012), «Do local amenities affect the appeal of regions in Europe for migrants?», *Journal of Regional Science*, 52: 535-5.
- SARDADVAR, S., y S. ROCHA-AKIS (2016), «International migration within the European Union in the aftermath of the Eastern enlargements: A spatial approach», *Review of Regional Research*, 36: 51-79.
- SJAASTAD, L. (1962), «The costs and returns of human migration», Journal of Political Economy, 70: 80-93.
- STARK, O. (1991), *The migration of labor*, Cambridge, Mass., Basil Blackwell.
- STARK, O., y D. E. BLOOM (1985), «The new economics of labor migration», The American Economic Review, 75: 173-178.
- TODARO, M. P. (1969), «A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries», *The American Economic Review*, 59: 138-148.