

Reemigración en España: una aproximación a sus determinantes

Mónica Martí Sempere * y Carmen Ródenas Calatayud *

RESUMEN: En este trabajo se investiga sobre las razones que inducen a los migrantes a realizar migraciones múltiples. Tras el análisis descriptivo de las características de estos inmigrantes, se especifica un *logit binomial* y un *probit multinomial* en los que la probabilidad de volver a emigrar depende de las características personales y de las cadenas migratorias de orígenes y destinos. La información utilizada procede de los microdatos de la *Estadística de Variaciones Residenciales*. Los resultados indican que las migraciones repetidas de españoles y extranjeros responden a motivos diferentes. El análisis sugiere que las *reemigraciones* de los extranjeros obedecerían a los resultados de sus experiencias laborales, mientras que en las de los españoles parecen hallarse otros motivos adicionales.

Clasificación JEL: J61, J64, R23.

Palabras clave: Migraciones repetidas, *reemigración*, migraciones interiores, inmigrantes exteriores.

Re-migration in Spain: an approach to its determinants

ABSTRACT: This paper investigates the reasons that lead migrants to perform multiple migrations in Spain. After describing the main features of these immigrants, we specify a binomial logit and multinomial probit in which the probability of *re-migration* depends on the personal characteristics of individuals and the corresponding origins and destinations of their migratory paths. The information used comes from the microdata of the Residence Variation Statistic. Results indicate that repeated migration of nationals and non nationals respond to different reasons. The analysis suggests that foreigners' *re-migrations* depend on the

* Departamento de Análisis Económico Aplicado. Instituto Universitario de Desarrollo y Paz. Facultad de CC.EE. Universidad de Alicante.

Deseamos hacer constar nuestro agradecimiento a J. L. Nicolau por sus valiosos comentarios a las versiones previas del texto.

Correspondencia con: Carmen Ródenas (*crodenas@ua.es*). Dpto. Análisis Económico Aplicado. Fac. CC. Económicas, Universidad de Alicante. Ap. corr. 99 - 03080 Alicante.

Recibido: 25 de febrero de 2011 / *Aceptado:* 22 de octubre de 2011.

results of their labor experiences, whereas other reasons can be found in those of Spaniards.

JEL Classification: J61, J64, R23.

Keywords: Repeat migration, re-migration, domestic migrations, international migration.

Introducción

El enfoque usual para analizar los determinantes personales de la movilidad en España se ha centrado en el estudio aislado de los episodios migratorios, sin tener en cuenta la trayectoria de movilidad de los individuos a lo largo del ciclo vital¹. Por el contrario, el estudio de la emigración de los inmigrantes (*reemigración*) es una dimensión bien conocida en otros países de nuestro entorno². Al margen de las aportaciones en las que se examina el retorno de los grandes flujos de población que se produjeron en España en los años sesenta, los trabajos sobre la *reemigración* interior no son frecuentes y, en todo caso, se enfocan desde la perspectiva agregada³. Únicamente, Ródenas y Martí (2006 y 2009) usando microdatos de la *Estadística de Variaciones Residenciales* (EVR) del Instituto Nacional de Estadística (INE), han estimado las migraciones múltiples en España, comprobando para 2003-2005 que la *reemigración* es mucho más frecuente de lo esperado *a priori*, ya que más del 25% de las variaciones residenciales se encuentra asociada a otra migración ocurrida dentro del mismo periodo.

Los economistas tradicionalmente han explicado las decisiones de migración a través de la teoría del capital humano. Es Sjaastad (1962) quien aplica inicialmente la noción de inversión en capital humano a la migración considerando que se trata de un problema de localización de recursos en el que el movimiento es una inversión que incrementa la productividad del capital humano individual y, de ese modo, aumentar el volumen de los ingresos esperados a lo largo de la vida. Como toda inversión, la emigración tiene una serie de costes y de beneficios. Cada sujeto puede calcular su ganancia neta esperada como la diferencia entre los beneficios y los costes individuales que se generan con la emigración. Y en principio, como señala Borjas (2000), a menos que cambien drásticamente las circunstancias económicas en las diferentes áreas tras la realización de la migración, una propensión elevada a *reemigrar* o emigrar de nuevo no es consistente con la teoría del capital humano.

¹ Ver, por ejemplo, Abellán-Colodrón (1998), Ahn *et al.* (2002), Antolín y Bover (1993), Arellano y Bover (1999), Bentolila (2001), Bentolila y Dolado (1991), Devillanova y García-Fontes (2004) o Gil y Jimeno (1993).

² Así, para EEUU, Da Vanzo (1976 y 1983), Morrison y Da Vanzo (1986), Borjas (2000), Borjas y Bratsberg (1996) o Adelman *et al.* (2000). Grant y Vanderkamp (1984 y 1986) o Hunt (2004) para Canadá. Para Australia Newbold y Bell (2001). En Alemania, Constant y Massey (2003) o Constant y Zimmerman (2003). Edin *et al.* (2000) y Nekby (2006) para Suecia.

³ Ver Recaño y Cabré (2003) o Recaño (2004).

Sin embargo, la emigración de los inmigrantes es un fenómeno que se repite una y otra vez. De acuerdo con la literatura económica más moderna, los motivos que impulsan a realizar migraciones repetidas son diversos. Para algunos autores las decisiones migratorias están tomadas con información imperfecta sobre las perspectivas de trabajo y de salarios en el destino. La *reemigración* sería, por tanto, el resultado de decisiones no óptimas que se intentan corregir con nuevos movimientos (Grant y Vanderkamp, 1986:299). Esta hipótesis del fracaso (*disappointment hypothesis*) como causa de la migración repetida, combina características de la teoría del capital humano y de la búsqueda en un entorno dinámico⁴.

También, la repetición de un movimiento puede ser consecuencia del propio proceso de optimización ligado a la decisión inicial de emigrar (Nekby, 2006). Tras la primera migración aumenta la información acerca de otros destinos, mejora la cualificación individual o, simplemente, esa nueva migración era necesaria para subir un escalón en la carrera profesional (Borjas, 2000). Así, *reemigrar* no estaría basado en el fracaso sino que formaría parte de una secuencia —programada o no— que se realiza a lo largo del ciclo vital.

Ese ciclo vital es esencial para otros autores, pues muchos movimientos se encuentran ligados a eventos personales (matrimonio/divorcio, estudios, trabajo/jubilación, hijos o vivienda). Para ellos, la movilidad analizada como episodios aislados en la vida de las personas impide valorar adecuadamente la relevancia de las características de los individuos y, por tanto, lo apropiado es utilizar datos longitudinales⁵.

Finalmente, la *reemigración* no tiene por qué asociarse necesariamente a fallos de información o ciclo vital, ni ser explicada bajo la teoría del capital humano. Al margen de los *migrantes crónicos* (que en sus preferencias está cambiar de residencia frecuentemente), si no es el individuo sino *otros* los que deciden cuándo un inmigrante debe volver a emigrar (por ejemplo, un traslado de un trabajador a otra sede de la misma empresa), el movimiento viene impuesto. Esa decisión tiene un bajo coste y un bajo riesgo (Hunt, 2004), pues la información está disponible, las condiciones del empleo se conocen y los costes del desplazamiento son incluso financiados por la empresa.

En este trabajo nos proponemos estimar los factores que determinan la probabilidad de volver a emigrar en España, ligados a las características de los individuos y a las de sus cadenas migratorias, al objeto de contrastar estas explicaciones. Para ello, estimaremos un probit multinomial para los inmigrantes cuyo primer movimiento es interior y un logit binomial para aquellos cuyo primer movimiento procede del exterior.

La investigación se organiza del siguiente modo. En el primer epígrafe se describen los datos y las variables utilizadas en las estimaciones. En el segundo se recogen las especificaciones econométricas usadas para modelizar la probabilidad de realizar

⁴ Edin *et al.* (2000), Grant y Vanderkamp (1986), Herzog y Schlottmann (1983) o Kau y Sirmans (1977).

⁵ Greenwood (2007), Da Vanzo (1976 y 1983), Krumm y Kelly (1988), Costa y Kahn (2000), Kennan y Walker (2003) o Hunt (2004).

migraciones repetidas. Los resultados de éstas y su interpretación se discuten en el tercer apartado. Finalmente, el trabajo se cierra con las principales conclusiones.

1. Los microdatos de la EVR

La información estadística utilizada procede de la EVR, elaborada a partir de los cambios de municipio de residencia notificados por la población que reside en España a los Padrones Municipales. Esta fuente es la única que permite reconstruir completamente las «vidas migratorias» de todos los inmigrantes⁶, aunque esconde varios inconvenientes (Pérez Infante, 2006; Ródenas y Martí, 2009). No sólo reúne un conjunto muy escaso de variables individuales pues no proporciona información sobre educación, familia o actividad económica sino que al tratarse de un registro asociado a la obtención de derechos (servicios básicos como la sanidad y la educación) o al cumplimiento de deberes, la movilidad real puede distorsionarse por inscripciones padronales que obedecen a los intereses particulares de los ciudadanos. También, es reconocido por el propio INE su infravaloración de la emigración de los extranjeros ya que éstos no suelen pedir la baja en el Padrón.

Adicionalmente, nuestra base de datos constituida por una extracción a medida de microdatos-EVR anonimizados y enlazados, presenta otro inconveniente: las observaciones están censuradas⁷ ya que el INE sólo ha proporcionado la información para el trienio 2003-2005. Este Instituto ha considerado que es a partir de 2003 cuando la EVR alcanza fiabilidad suficiente, pero no ha creído oportuno ampliar la información para periodos posteriores a 2005. Básicamente, debido al riesgo de confundir un número *significativo* de *reemigraciones* con bajas por caducidad y altas por omisión, incorporadas desde 2006 por la Ley Orgánica 14/2003, de Extranjería.

A pesar de estas precauciones ha sido necesaria una depuración de los registros, resultando una base de datos final de 6.367.098 migraciones correspondientes a 5.710.032 migrantes⁸. La distribución de las variaciones por inmigrante se recoge en la tabla 1. Se desprende de ella que la media de migraciones por migrante a lo largo de estos tres años no se detiene en un movimiento, sino que se eleva a 1,12. Que los migrantes que han realizado más de una variación representan el 10,18% de todas las personas con altas, y que las migraciones asociadas a otras migraciones suponen casi el 20% de todos los movimientos.

⁶ No podemos utilizar la *Encuesta Nacional de Inmigrantes* (ENI-2007) del INE ya que únicamente incluye a los inmigrantes *nacidos y procedentes del extranjero*. Por el contrario, la información de la EVR se refiere —al igual que nuestro análisis— a cualquier persona que cambia de municipio de residencia, procedente del resto de España o inicialmente del extranjero, e independientemente de su nacionalidad o situación legal.

⁷ Esto significa que el número de episodios migratorios a lo largo de toda la vida no se conoce. No sabemos cuándo alguien comenzó a moverse ni cuándo dejará de hacerlo. Por tanto, un individuo podría clasificarse como migrante simple o múltiple, dependiendo de la amplitud del periodo de observación. Cuanto mayor, más probabilidad de clasificarle como múltiple.

⁸ Puede solicitarse a los autores el procedimiento detallado de depuración de las 6.588.627 variaciones iniciales. Básicamente, se eliminaron los duplicados (0,02%) y, ya agrupadas las altas por migrante, los registros incoherentes demográfica o geográficamente (1,71%).

En la tabla se puede observar, también, que son muy pocos los migrantes que realizan más de dos variaciones. Por eso, la probabilidad de volver a emigrar se definirá únicamente sobre la base de la primera y segunda variación de *municipio de residencia*. En concreto, se estimará la probabilidad condicional de que habiendo migrado una vez, se vuelva a emigrar a lo largo de los 32 meses siguientes. Frente a otras opciones, este periodo permite trabajar con una muestra más grande distribuida equilibradamente en tres grupos de interés⁹: individuos *que no vuelven a emigrar* (suponemos que sobreviven físicamente esos 32 meses); individuos que *reemigran de B al origen A* antes de *agotar* el plazo haciendo, por tanto, una cadena ABA y, finalmente, aquellos que *vuelven a emigrar desde B pero a otro destino C*, generando una cadena ABC.

Tabla 1. Migrantes y migraciones, EVR 2003-2005

Núm. variaciones	Núm. migrantes	%	Total variaciones	%
1	5.128.437	89,81	5.128.437	80,55
2	514.960	9,02	1.029.920	16,18
3	58.726	1,03	176.178	2,77
4	7.085	0,12	28.340	0,45
5	725	0,01	3.625	0,06
6	96	0,00	576	0,01
7	2	0,00	14	0,00
8	1	0,00	8	0,00
Total	5.710.032	100	6.367.098	100

Fuente: INE, *Microdatos EVR* y elaboración propia.

Al imponer un periodo homogéneo de 32 meses se ha descartado, lógicamente, a los individuos que han permanecido en la muestra un tiempo inferior. Así, el número de observaciones utilizado en la estimación es de 1.093.529, de los cuales el 62,86% corresponde a inmigrantes de nacionalidad española y el 37,14% a no nacionales. Además, también se prescinde de los escasos registros, el 1,1%, de migrantes con destino exterior, pues los microdatos-EVR no disponen del país de llegada. Finalmente, la fecha concreta de realización de cada movimiento no se va a tener en cuenta, en la medida en que en el periodo 2003-2005 la economía no experimentó cambios sustanciales como para alterar o condicionar las decisiones migratorias. Así pues, la base de datos se tratará como un único corte transversal.

⁹ El tamaño muestral depende de la amplitud del periodo de observación elegido. Cuanto más extenso, menor es el tamaño muestral, pues hay que eliminar más individuos que no pueden observarse a lo largo del periodo completo. Conforme reducimos el periodo de observación, por una parte el tamaño muestral crece pero, por otra, la distribución de los migrantes entre las tres posibilidades se descompensa, concentrándose en los que *no reemigran* —ya que a menor periodo, las oportunidades de volver a emigrar se reducen más—.

En las tablas 2 y 3 se recoge, por tanto, a toda persona, de nacionalidad española o extranjera que exhibe, uno o dos movimientos migratorios en el interior de España. Si bien, el origen del primer movimiento puede ser España o el exterior, el destino de éste y, si los hay, de los sucesivos movimientos, ha de materializarse dentro del país.

Tabla 2. Distribución de las variables explicativas.
Muestra con 1^{er} movimiento procedente del interior

Variable	Todos (828.096 obs.)			Españoles (662.601 obs.)			Extranjeros (165.495 obs.)		
	No se mueve de nuevo (48,3%)	Cadena ABA (26,5%)	Cadena ABC (25,2%)	No se mueve de nuevo (50,2%)	Cadena ABA (27,7%)	Cadena ABC (22,2%)	No se mueve de nuevo (41,1%)	Cadena ABA (21,6%)	Cadena ABC (37,3%)
<i>Características de los individuos (%)</i>									
<i>Sexo:</i>									
Mujer	48,8	51,0	46,9	49,5	52,1	49,1	45,5	45,6	41,6
Varón	51,2	49,0	53,1	50,5	47,9	50,9	54,5	54,4	58,4
<i>Años de edad:</i>									
≤ 5	6,9	8,7	7,0	7,5	9,7	8,9	4,1	3,6	2,6
6-18	10,6	11,5	9,6	10,8	11,9	10,3	10,0	9,8	7,8
19-22	4,0	7,4	5,6	3,9	7,5	5,4	4,9	6,9	6,1
23-39	47,0	46,4	57,5	44,9	43,8	54,7	56,9	59,5	64,3
40-48	12,6	10,8	11,0	12,2	10,3	10,0	14,5	13,7	13,4
≥ 49	18,9	15,2	9,3	20,8	16,9	10,7	9,6	6,6	5,8
<i>Movimiento anterior:</i>									
Sí	71,5	64,1	80,0	65,9	57,3	71,9	98,6	98,5	99,3
No	28,5	35,9	20,0	34,1	42,7	28,1	1,4	1,5	0,7
<i>Nacionalidad:</i>									
Español	83,0	83,7	70,4						
Extranjero	17,0	16,3	29,6						
<i>IDH país origen:</i>									
IDH < 0,5							3,6	3,4	4,8
0,75 > IDH ≥ 0,5							21,3	25,0	28,0
0,9 > IDH ≥ 0,75							61,9	66,7	60,9
IDH ≥ 0,9							13,1	4,9	6,3

Tabla 2. (Continuación)

Variable	Todos (828.096 obs.)			Españoles (662.601 obs.)			Extranjeros (165.495 obs.)		
	No se mueve de nuevo (48,3%)	Cadena ABA (26,5%)	Cadena ABC (25,2%)	No se mueve de nuevo (50,2%)	Cadena ABA (27,7%)	Cadena ABC (22,2%)	No se mueve de nuevo (41,1%)	Cadena ABA (21,6%)	Cadena ABC (37,3%)
<i>Características de las cadenas migratorias (%)</i>									
<i>Primer movimiento:</i>									
Intraprovincial	64,6	54,3	45,1	65,9	54,7	45,8	58,5	52,5	43,4
Interprovincial	35,4	45,7	54,9	34,1	45,3	54,2	41,5	47,5	56,6
<i>Destino 1º movimiento:</i>									
Isla	7,8	10,9	10,5	7,5	11,4	11,5	9,0	8,7	8,2
No isla	92,2	89,1	89,5	92,5	88,6	88,5	91,0	91,3	91,8
Municipio < 10.001 hab.	29,3	27,6	25,3	31,3	29,2	27,0	19,0	19,1	21,3
Municipio 10.001-20.000 hab.	13,3	13,3	13,6	13,5	13,5	14,0	11,9	12,0	12,8
Municipio 20.001-50.000 hab.	15,7	16,1	16,5	15,5	16,0	16,6	16,6	16,5	16,2
Municipio 50.001-100.000 hab.	10,7	11,5	11,7	10,1	11,3	11,3	13,4	12,8	12,4
Municipio > 100.000 hab.	8,3	8,3	9,2	7,4	6,9	7,6	12,5	15,0	13,2
Capital de provincia	22,7	23,2	23,7	22,0	23,0	23,5	26,6	24,5	24,1
Score100	49,9	47,3	52,4	47,4	44,6	49,3	62,3	61,1	59,8
Score75	27	30,6	28,9	27,0	31,2	29,9	26,9	27,2	26,6
Score50	13,9	12,7	11,5	15,5	13,9	13,2	6,2	6,3	7,5
Score25	9,2	9,4	7,2	10,1	10,2	7,6	4,6	5,3	6,2

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 2 se muestra la distribución de las variables explicativas para cada uno de los estados de interés: no volver a emigrar y *reemigrar* bien realizando una cadena ABA o bien una cadena ABC. Estas tres alternativas se pueden establecer cuando el inmigrante ha realizado su primer movimiento en el interior de España. Si procede del exterior (tabla 3), la alternativa de retorno es imposible de estimar pues los microdatos-EVR no disponen del país de destino. Por ello, en este caso, sólo se puede analizar la probabilidad de pertenecer al primer o al último estado descrito.

Tabla 3. Distribución de las variables explicativas.
Muestra con 1^{er} movimiento procedente del exterior

Variable	Todos (265.433 obs.)		Españoles (24.794 obs.)		Extranjeros (240.639 obs.)	
	No se mueve de nuevo (54,6%)	Cadena ABC (45,4%)	No se mueve de nuevo (70,2%)	Cadena ABC (29,8%)	No se mueve de nuevo (53,0%)	Cadena ABC (47,0%)
<i>Características de los individuos (%)</i>						
<i>Sexo:</i>						
Mujer	48,5	46,0	49,6	47,6	48,4	45,9
Varón	51,5	54,0	50,4	52,4	51,6	54,1
<i>Años de edad:</i>						
≤ 5	4,7	4,3	6,1	9,7	4,5	3,9
6-18	14,6	11,1	8,5	10,4	15,5	11,1
19-22	7,4	10,3	4,3	5,6	7,8	10,7
23-39	44,4	56,1	38,4	41,9	45,3	57,0
40-48	11,3	11,1	11,3	12,0	11,3	11,1
≥ 49	17,6	7,1	31,3	20,5	15,7	6,2
<i>Nacionalidad:</i>						
Español	12,0	6,1				
Extranjero	88,0	93,9				
<i>IDH país origen:</i>						
IDH < 0,5					2,3	4,3
0,75 > IDH ≥ 0,5					15,2	27,1
0,9 > IDH ≥ 0,75					63,1	59,7
IDH ≥ 0,9					19,4	8,9
<i>Características de las cadenas migratorias (%)</i>						
<i>Destino 1^{er} movimiento:</i>						
Isla	9,1	6,8	10,3	13,5	9,0	6,4
No isla	90,9	93,2	89,7	86,5	91,0	93,6
Municipio < 10.001 hab.	15,6	19,9	19,4	19,9	15,1	19,9
Municipio 10.001-20.000 hab.	10,6	11,3	10,3	11,5	10,6	11,3
Municipio 20.001-50.000 hab.	15,3	15,1	13,0	14,7	15,6	15,1
Municipio 50.001-100.000 hab.	12,1	11,8	10,4	12,0	12,3	11,8
Municipio > 100.000 hab.	10,2	11,2	7,3	9,1	10,6	11,3

Tabla 3. (Continuación)

Variable	Todos (265.433 obs.)		Españoles (24.794 obs.)		Extranjeros (240.639 obs.)	
	No se mueve de nuevo (54,6%)	Cadena ABC (45,4%)	No se mueve de nuevo (70,2%)	Cadena ABC (29,8%)	No se mueve de nuevo (53,0%)	Cadena ABC (47,0%)
Capital de provincia	36,2	30,7	39,5	32,8	35,7	30,6
Score100	62,2	61,6	49,1	46,4	64,0	62,6
Score75	26,3	24,5	25,3	24,9	26,5	24,4
Score50	7,1	8,2	17,5	21,2	5,6	7,3
Score25	4,4	5,8	8,1	7,5	3,9	5,7

Fuente: Elaboración propia.

En las tablas puede apreciarse que el peso de los migrantes con dos movimientos (ya sean ABA o ABC) es ligeramente superior entre los extranjeros que entre los españoles (58,9% frente a 49,9% en interiores y 47% frente a 29,8% en exteriores). Si bien, entre los españoles con un primer movimiento interior predominan los movimientos ABA, mientras que entre los extranjeros los ABC. Cuando se analiza la variable sexo, se comprueba que las mujeres tienen un peso inferior a los varones, excepto en la alternativa ABA entre los españoles (tabla 2). Esto resulta llamativo pues habitualmente son los varones los que alcanzan mayor presencia entre los migrantes.

En la estructura por edades entre españoles y extranjeros, y en función del origen interior o exterior, también se observa alguna diferencia. Cuando el primer movimiento es interior, sorprende entre los españoles el peso de los *menores de seis años* y de los *mayores de 49* en las tres alternativas, que dobla prácticamente el de los extranjeros. Sin embargo, en estos últimos se aprecia mayor concentración en la categoría *de 23 a 39 años*. Finalmente, en ambos colectivos se observa mayor juventud entre los que realizan dos movimientos frente a los que no vuelven a moverse. Sin embargo, cuando el origen del primer movimiento es exterior, es relevante el aumento del peso de los inmigrantes de mayor edad, especialmente en la alternativa *no se mueve*, ligado probablemente a los retornos de inmigrantes españoles y/o al establecimiento de inmigrantes europeos con destino en las islas o en la costa mediterránea.

La variable movimiento anterior recoge si el individuo ha realizado alguna migración previa al año 2003. Para ello, se compara el lugar de nacimiento con el de origen del primer movimiento observado. Si es distinto, cabe entender que hubo al menos un movimiento anterior¹⁰. Esta variable se distribuye por igual entre los extranjeros en las tres alternativas, mientras que entre los españoles se aprecian diferen-

¹⁰ Sólo es posible construir esta variable para los inmigrantes —nacionales o extranjeros— procedentes del interior, ya que en la EVR para los extranjeros sólo consta como lugar de nacimiento o lugar

cias. Aunque en todas las alternativas la categoría con mayor peso es la existencia de un movimiento previo, de entre los que retornan un 42,7% no se había movido antes; porcentaje que se reduce al 34,1% entre los que no se vuelven a mover y a un 28,1% entre los que realizan una cadena ABC.

Para simplificar, en lugar de introducir una variable ficticia por cada nacionalidad, éstas se han agrupado en cuatro categorías en función del nivel de desarrollo del país. Para hacer eso hemos utilizado el valor del *índice de desarrollo humano* calculado por el PNUD para 2004. La distribución de los países en cada categoría se muestra en la tabla 4.

Tabla 4. Categorización de la variable IDH, 2004

<i>Categoría</i>	<i>Países</i>
IDH \geq 0,9	Australia, <i>Andorra</i> , Canadá, Chipre, Eslovenia, EEUU, Hong-Kong, Islandia, Israel, Japón, <i>Liechtenstein</i> , <i>Mónaco</i> , Noruega, Nueva Zelanda, Rep. Corea, <i>San Marino</i> , Singapur, Suiza y UE-15.
$0,9 >$ IDH \geq 0,75	Albania, Antigua&Barbuda, Arabia Saudí, Argentina, Armenia, Bahamas, Bahrain, Barbados, Belarus, Belice, Bosnia-Herzegovina, Brasil, Brunei-Darussalam, Bulgaria, Chile, China, Colombia, Costa Rica, Croacia, Cuba, Dominica, Ecuador, Perú, Emiratos Árabes Unidos, Eslovaquia, Estonia, Federación Rusa, Fiji, Filipinas, Granada, Hungría, Jordania, Kazajstán, Kuwait, Letonia, Líbano, Libia, Lituania, Malaysia, Malta, Macedonia, Mauricio, México, Omán, <i>Palaos</i> , Panamá, Paraguay, Polonia, Qatar, Rep. Checa, Rep. Dominicana, Rumanía, Samoa, S. Vicente/Granadinas, St.Kitts/Nevis, Sta. Lucía, <i>Serbia&Montenegro</i> , Seychelles, Sri-Lanka, Surinam, Tailandia, <i>Taiwán</i> , Tonga, Trinidad&Tobago, Túnez, Turquía, Ucrania, Uruguay, Venezuela y <i>países europeos sin relaciones diplomáticas</i> .
$0,75 >$ IDH \geq 0,50	Argelia, Azerbaiján, Bangladesh, Bolivia, Botswana, Bhután, Cabo Verde, Camboya, Camerún, Comores, Congo, Egipto, El Salvador, Gabón, Georgia, Ghana, Guatemala, Guinea Ecuatorial, Guyana, Honduras, India, Indonesia, <i>Irak</i> , Irán, <i>Islas Cook</i> , <i>Islas Marshalls</i> , Islas Salomón, Jamaica, Kirguistán, <i>Kiribati</i> , Madagascar, Maldivas, Marruecos, <i>Micronesia</i> , Moldavia, Mongolia, Myanmar, Namibia, <i>Nauru</i> , Nepal, Nicaragua, Pakistán, S.Tomé&Príncipe, Siria, Sudáfrica, Sudán, Swazilandia, Tayikistán, Turkmenistán, <i>Tuvalu</i> , Uganda, Uzbequistán, Vanuatu, Vietnam, <i>países americanos sin relaciones diplomáticas y apátridas</i> .
IDH $<$ 0,50	<i>Afganistán</i> , Angola, Benin, Burkina-Faso, Burundi, Chad, <i>Corea Norte</i> , Costa de Marfil, Djibouti, Eritrea, Etiopía, Gambia, Guinea, Guinea-Bissau, Haití, Kenya, <i>Laos</i> , Lesotho, <i>Liberia</i> , Malawi, Mali, Mauritania, Mozambique, Níger, Nigeria, Rep. Centroafricana, <i>Rep. Dem. Congo</i> , Rwanda, Senegal, Sierra Leona, <i>Somalia</i> , <i>Tadykistán</i> , Tanzania, <i>Timor Oriental</i> , Togo, <i>Uzbekistán</i> , Yemen, Zambia, Zimbabwe y <i>países africanos y asiáticos sin relaciones diplomáticas</i> .

Nota: En cursiva los países no clasificados por el PNUD ordenados siguiendo el *ranking de ingresos* del Banco Mundial.

Fuente: Elaboración propia.

de origen el país (no los correspondientes municipios). Por ello, sólo se puede asegurar que, al menos, ha habido una migración anterior para el grupo de los interiores.

De acuerdo con la teoría del desarrollo económico y las migraciones, a medida que los países avanzan en su nivel de desarrollo aumentan sus movimientos migratorios, ya que hay mayor disponibilidad de recursos para financiar la búsqueda de información y el desplazamiento, así como superior nivel educativo que contribuye a procesar mejor la información sobre nuevas oportunidades. Sólo en el largo plazo, cuando la reducción del diferencial salarial sea considerable, se produce una disminución de los flujos migratorios. De este modo, se observaría una forma de U invertida en la relación entre el nivel de desarrollo económico y las migraciones internacionales (Rotte y Vogler, 1999).

En las tablas 2 y 3, puede comprobarse que esto sucede: las nacionalidades de los inmigrantes con más peso en las tres alternativas pertenecen a países con un IDH entre 0,5 y 0,9 y son, precisamente, marroquíes, ecuatorianos, rumanos, colombianos y argentinos. En esta variable, además, parece observarse que las migraciones repetidas entre los extranjeros están más asociadas a países con menor nivel de renta que España (probablemente, ligadas a sus experiencias laborales), pues el peso de los inmigrantes procedentes de países con mayor nivel de desarrollo se reduce prácticamente a la mitad entre los que realizan migraciones repetidas.

Respecto al tipo del primer movimiento, *intra o interprovincial*, en la tabla 2 se observa que los primeros predominan entre los que no se vuelven a mover o los que realizan una cadena ABA, mientras que los movimientos interprovinciales (que implican mayor distancia en teoría) alcanzan mayor protagonismo en las cadenas ABC.

Se han empleado tres variables para recoger las características del municipio de llegada del primer movimiento. La primera hace referencia al carácter insular o no de la provincia de destino. Cuando el primer destino es una isla, hay mayor porcentaje de migrantes españoles (tanto de origen interior como exterior) que retornan o se trasladan a un nuevo destino. Esto no se observa entre los extranjeros. Respecto a la segunda variable, el tamaño de municipio, en todas las alternativas observamos una distribución en forma de ω ; esto es, las categorías extremas son las que alcanzan los valores más altos, con una categoría central con valores intermedios. Si bien, entre los españoles procedentes del interior la categoría con más peso es la de *municipio menor de 10.001 habitantes*, mientras que entre los extranjeros es la de *municipio capital de provincia*.

Por último, la variable *Score* recoge las características socioeconómicas de la provincia del municipio del primer destino. Esta variable se ha construido con información del PIB_{pc}, VAB, productividad, tasa de empleo, actividad y ocupación, infraestructuras, precios de la vivienda y densidad de población¹¹. Tales variables

¹¹ Se ha utilizado la *Contabilidad Regional de España. Base 2000* (INE) para el PIB_{pc} (media 2003-2005 en términos corrientes a precios de mercado), el VAB (ratio provincia/total nacional en 2003 en términos corrientes) y la tasa de crecimiento medio acumulativo de la productividad (a partir de la variación 2003-2005 del ratio VAB provincial en términos corrientes/número de empleos). La tasa de empleo en 2003, la tasa de crecimiento medio acumulativo 2003-2005 de la actividad y la de la ocupación, proceden de la *Encuesta de Población Activa* (INE). La dotación de infraestructuras se ha calculado a partir de los

representan diferentes dimensiones del desarrollo socioeconómico de cada provincia y, a partir de sus valores, se ha calculado un *Score* o puntuación provincial¹² que se ha dividido, a su vez, en cuatro cuartiles. Así, se ha definido la variable *Score100* para las provincias por encima del percentil 75, *Score75* para las incluidas entre el percentil 75 y 50, *Score50* para las del segundo percentil y, finalmente, *Score25* contiene al 25% de las provincias peor clasificadas. La asignación final se muestra en la tabla 5.

Tabla 5. Categorización de la variable *Score*

<i>Categoría</i>	<i>Provincias</i>
<i>Score100</i>	Alicante, Almería, Barcelona, Girona, Guipúzcoa, Lleida, Madrid, Málaga, Navarra, La Rioja, Tarragona, Vizcaya y Zaragoza
<i>Score75</i>	Álava, Baleares, Cádiz, Cantabria, Castellón, Guadalajara, Murcia, Las Palmas, Sta. Cruz de Tenerife, Sevilla, Toledo y Valencia.
<i>Score50</i>	Asturias, Ávila, Burgos, A Coruña, Cuenca, Granada, León, Pontevedra, Salamanca, Segovia, Teruel y Valladolid.
<i>Score25</i>	Albacete, Badajoz, Cáceres, Ciudad Real, Córdoba, Huelva, Huesca, Jaén, Lugo, Ourense, Palencia, Soria y Zamora.

Fuente: Elaboración propia.

Al comparar la distribución de esta variable entre españoles y extranjeros, no se aprecian diferencias sustanciales. Únicamente, en la categoría con más peso observamos un mayor porcentaje de extranjeros que eligen, entre sus posibles destinos, las provincias con mayor puntuación en el *ranking*, tanto en el caso de los inmigrantes procedentes del interior como del exterior.

2. Modelización de la probabilidad de realizar migraciones repetidas

Para estimar los factores que determinan la probabilidad de volver a emigrar utilizamos un modelo de elección múltiple para la muestra de inmigrantes cuyo primer movimiento es de origen interior. Este modelo permite estimar el efecto o impacto (marginal) de cada uno de los factores determinantes sobre la probabilidad de optar

km de carreteras de doble calzada, autovía y autopista de peaje (Ministerio Fomento, 2005) ajustados por los km² de superficie de la provincia (*Anuario Estadístico* —INE—) y, finalmente, los precios de la vivienda se refieren a la media del 2005 para vivienda libre por m² en municipios de más de 25.000 habitantes (Ministerio de Fomento, 2011).

¹² Siguiendo la regla de la *cuenta de Borda*, que permite sintetizar la información de las variables en un *ranking* en el que cada provincia se sitúa en función de su puntuación o *Score*. Este *Score* es la suma de las puntuaciones parciales, donde se asignó 50 puntos al valor más elevado de cada provincia en cada variable, 49 al siguiente y, así, hasta 1 punto para el menor valor.

a una de las tres alternativas. Sin embargo, para la muestra de inmigrantes cuyo primer movimiento tiene origen exterior, empleamos un modelo de elección binaria al enfrentarnos únicamente a dos alternativas.

La especificación puede ser derivada desde un modelo de utilidad aleatoria lineal:

$$U_j = \beta' x_i + \varepsilon_j, \quad (j = 0, 1, 2); (i = 1, \dots, n) \quad (1)$$

Donde U_j representa la utilidad que le reporta al individuo i la elección de la alternativa j , siendo j igual a 0 si el individuo *no se mueve de nuevo* tras un primer movimiento, 1 si *vuelve al origen* y 2 si *se dirige a un nuevo destino*. El vector de variables explicativas es x_i ; β_j es el vector de parámetros asociado a la alternativa j y ε_j representa el término de error. Aunque la utilidad es una variable no observable, la decisión tomada por el individuo revela cuál de las alternativas le proporciona más satisfacción. Así, si la decisión de elegir j por el i -ésimo individuo la denotamos por $y_i = j$, el modelo estadístico se construye considerando que elegir la alternativa j es tanto como decir que:

$$\Pr(y_i = j) = \Pr[U_j > U_k] \text{ para cualquier otro } k \neq j \quad (2)$$

La formulación concreta del modelo se obtiene al adoptar una función de distribución específica de los errores. La mayoría de los investigadores prefieren elegir una distribución valor extremo de las perturbaciones y especificar así un logit, por la simplicidad de sus cálculos y la fácil interpretación de los resultados frente a un probit. Esa es nuestra opción para la muestra formada por inmigrantes cuyo primer movimiento tiene origen exterior, donde la elección es binaria. Formalmente, el logit binomial a estimar por máxima verosimilitud es el siguiente. La probabilidad de que ocurra la alternativa j es igual a:

$$\Pr(y_i = j) = \frac{\exp(\beta'_j x_i)}{1 + \sum_{j=1}^2 \exp(\beta'_j x_i)}, \quad (j = 0, 1); (i = 1, \dots, n) \quad (3)$$

La variable dependiente toma el valor 0 si el individuo *no se mueve* tras un primer movimiento y 1 si se dirige a un nuevo destino. Los resultados de la especificación logit binomial en términos de Ratios de Riesgo Relativo (RRR)¹³ miden la probabilidad de realizar un movimiento ABC en relación con la probabilidad de no moverse de nuevo cuando cambia la categoría de referencia en la variable explicativa considerada, suponiendo que el resto de variables se mantiene constante.

Sin embargo, para que el logit multinomial resulte una técnica apropiada para elecciones múltiples, como en el caso de los inmigrantes procedentes del interior, debe cumplirse la propiedad de *independencia de alternativas irrelevantes*

¹³ El ratio de riesgo relativo (*odds*) es igual al exponente del coeficiente estimado, esto es, $e^{(\beta)}$.

(IIA)¹⁴. Para contrastar si nuestra muestra satisface esta hipótesis hemos realizado el test de Hausman y McFadden (1984) para todas las alternativas de la variable dependiente (tabla 6).

Tabla 6. Test IIA de Hausman-McFadden. Muestra inmigrantes interiores

<i>Alternativa omitida</i>	<i>Chi2</i>	<i>gl</i>	<i>P > chi2</i>	<i>Evidencia</i>
Muestra completa				
ABA	5.149.150	19	0,000	Se rechaza H ₀
ABC	-69.727	19	—	
No se mueve de nuevo	-229.466	19	—	
Muestra españoles				
ABA	-215.317	18	—	
ABC	173.035	18	0,000	Se rechaza H ₀
No se mueve de nuevo	-93.743	18	—	
Muestra extranjeros				
ABA	-172.230	21	—	
ABC	-12.972	21	—	
No se mueve de nuevo	11.550	21	0,951	Se acepta H ₀

Nota: Hausman y McFadden indican que un resultado negativo es evidencia de que la hipótesis IIA no ha sido violada.

Fuente: Elaboración propia.

Como se puede comprobar, no es posible aceptar la hipótesis nula de IIA en la especificación para la muestra completa de inmigrantes ni para la de españoles, pero sí para la de extranjeros. Para las dos primeras hay que utilizar, por tanto, un modelo alternativo que permita relajar esta hipótesis. Dado que el supuesto de IIA precisamente no se cumple porque los errores están correlacionados entre los distintos estados de interés, la alternativa natural es utilizar un probit multinomial¹⁵, que permite que los errores estén o no correlacionados entre las alternativas y, por tanto, puede ser utilizado en las tres muestras. En este caso, el término de error se distribuye como una función normal.

La especificación formal de este modelo que estimaremos por máxima verosimilitud es:

¹⁴ En Greene (1999) o Train (2003) puede encontrarse una exposición detallada de esta propiedad y los tests adecuados para contrastar su validez.

¹⁵ Greene (1999:792).

$$\Pr(y_i = j) = \int_{-\infty}^{\beta_j x_i - \beta_1 x_i} \int_{-\infty}^{\beta_j x_i - \beta_2 x_i} \phi(\varepsilon_1 \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 \quad (4)$$

donde ϕ representa la función normal multivariante de la que se excluye el término ε_j .

Una de las desventajas de los probit es que sus resultados no pueden ser interpretados en términos de ratio de riesgo relativo como en las especificaciones logit. En el probit multinomial los resultados se interpretan en términos de efectos marginales de las variables independientes y, dado que estamos ante un modelo no lineal, estos efectos dependen del valor asignado al resto de las variables¹⁶. En las tablas 8, 9 y 10, se ofrecen los resultados de estas especificaciones mostrando los efectos marginales de las variables independientes, calculados como el cambio en la probabilidad predicha cuando la variable en cuestión pasa de 0 a 1, mientras el resto de variables permanecen en sus valores de referencia.

3. Resultados

3.1. Probabilidad de reemigrar de los inmigrantes procedentes del exterior

En relación con el individuo de referencia, la especificación para todos los inmigrantes procedentes del exterior registra claramente que el riesgo relativo de *reemigrar* disminuye considerablemente, casi a la mitad, si se trata de españoles. No obstante, españoles y extranjeros muestran bastantes pautas comunes (ver tabla 7).

Así, la variable sexo en su categoría mujer reduce muy poco el riesgo relativo de volver a emigrar cuando se procede del exterior, mientras que tener más de 49 años sí lo hace considerablemente (en torno a la mitad). Españoles y extranjeros comparten, asimismo, un aumento en la probabilidad de *reemigrar* en el tramo de edad entre 19 y 22 años¹⁷. También, en ambos colectivos, el riesgo relativo de volver a emigrar aumenta cuando la provincia de llegada a España posee menor desarrollo y disminuye ligeramente cuando muestra un grado de desarrollo socioeconómico medio-alto (*Score75*). Si el municipio no es capital de provincia, los inmigrantes tienen mayor riesgo relativo de *reemigrar*, tanto españoles como extranjeros, pero con intensidad diferente según el tamaño de la población. Así, mientras que el riesgo relativo de *reemigrar* crece entre los españoles a medida que aumenta el número de habitantes de la población de llegada (1,41 veces más en los municipios más grandes), entre los extranjeros el riesgo de *reemigración* crece conforme disminuye el tamaño del municipio. De hecho, son los extranjeros que llegan a municipios más pequeños los que tienen un mayor riesgo relativo de *reemigrar* (1,77 veces más).

¹⁶ Los RRR, además de ser una medida bastante intuitiva, no dependen del nivel de las otras variables.

¹⁷ Aunque varias categorías de esta variable no son significativas, el test de ratios de verosimilitud rechaza la hipótesis nula de que el conjunto de *dummies* relacionadas con la edad no sea significativo estadísticamente (p-valor < 0,0001). Lo mismo sucede con la variable *Score* para españoles y extranjeros.

Tabla 7. Logit binomial 1^{er} movimiento exterior.
Muestra completa (españoles y extranjeros)

<i>Variable</i>	<i>Todos</i>		<i>Espanoles</i>		<i>Extranjeros</i>	
	<i>RRR</i>	<i>P > z </i>	<i>RRR</i>	<i>P > z </i>	<i>RRR</i>	<i>P > z </i>
Mujer	0,9279	0,000	0,9165	0,002	0,9807	0,023
≤ 5 años	0,7452	0,000	1,4514	0,000	0,7397	0,000
6-18 años	0,5880	0,000	1,0661	0,200	0,5963	0,000
19-22 años	1,0887	0,000	1,1502	0,032	1,0662	0,000
40-48 años	0,7840	0,000	0,9434	0,208	0,8489	0,000
≥ 49 años	0,3279	0,000	0,5699	0,000	0,4117	0,000
Español	0,5387	0,000				
IDH < 0,5					1,8202	0,000
0,75 > IDH ≥ 0,5					1,7865	0,000
IDH ≥ 0,9					0,5717	0,000
Isla	0,7791	0,000	1,7005	0,000	0,8379	0,000
Municipio <10.001 hab.	1,6117	0,000	1,2295	0,000	1,7655	0,000
Municipio 10.001-20.000 hab.	1,3787	0,000	1,2717	0,000	1,4713	0,000
Municipio 20.001-50.000 hab.	1,2609	0,000	1,2833	0,000	1,3162	0,000
Municipio 50.001-100.000 hab.	1,2629	0,000	1,3559	0,000	1,3470	0,000
Municipio >100.000 hab.	1,2710	0,000	1,4166	0,000	1,2159	0,000
Score75	1,0062	0,571	0,8163	0,000	0,9764	0,000
Score50	1,2298	0,000	1,3147	0,000	1,2388	0,037
Score25	1,2759	0,000	1,0707	0,232	1,2249	0,000
Constante		0,000		0,000		0,000
N	265.433		24.794		240.639	
<i>Pseudo R²</i>	0,0369		0,0211		0,0506	
<i>Log Likelihood</i>	-176.136,95		-14.792,183		-157.964,26	

Categoría omitida variable dependiente: no se mueve de nuevo.

Categorías omitidas variables independientes (persona de referencia): varón; 23-39 años; extranjero procedente de un país con IDH entre 0,75-0,9; destino 1^{er} movimiento capital de provincia no insular con Score100.

Fuente: Elaboración propia.

En las estimaciones sólo hay dos efectos que actúan en sentido contrario sobre el riesgo relativo de *reemigrar* procediendo del exterior, según se trate de españoles o extranjeros. Es el caso de la insularidad y de los menores. Mientras que llegar a una isla reduce el riesgo de *reemigrar* entre los extranjeros, entre los españoles lo aumenta hasta el punto de que es la variable que más influye (1,70 veces más). Asimismo, entre los niños de nacionalidad española más pequeños es más probable realizar migraciones encadenadas, cuando entre los extranjeros de la misma edad esa probabilidad se reduce. Revisados con detalle los registros de la base de datos que componen este grupo de niños es imposible asociar su entrada a movimientos paralelos de españoles adultos. Dado lo anterior y que, además, algunos de los principales países de nacimiento y procedencia son China y Colombia, es muy posible que se trate del reflejo estadístico de las adopciones internacionales. No es que los pequeños españoles tengan más propensión a emigrar, es que al inscribirlos por primera vez en el Padrón se les registra como nacionales —por Ley— procedentes del exterior y, más tarde, ya con sus padres españoles, realizan un segundo desplazamiento, esta vez, interior.

Finalmente, entre los extranjeros la nacionalidad es una variable que ejerce una notable influencia en el riesgo de *reemigrar*. Los inmigrantes de países con un IDH menor de 0,5 son los que tienen más probabilidad de volver a emigrar; sin embargo, este riesgo se reduce a la mitad entre los inmigrantes de nacionalidad de países desarrollados.

Sin olvidar las limitaciones inherentes a la base de datos y teniendo presente la falta de información acerca del capital humano y de la situación laboral de los inmigrantes, reuniendo los resultados para los extranjeros procedentes del exterior, se podría entrever que sus *reemigraciones* podrían estar ligadas fundamentalmente a sus experiencias laborales, y que es posible que detrás de ellas se encontrara tanto la hipótesis del fracaso, como la de los procesos de optimización. Esta afirmación se apoya en que los inmigrantes extranjeros que exhiben mayor riesgo de *reemigrar* se encuentran en edades laborales centrales (19-39 años) y son originarios de países con IDH más bajo. Además, este riesgo aumenta para los inmigrantes cuyo primer destino es un municipio pequeño —donde las oportunidades de nuevos empleos son siempre menores que en los municipios grandes— y si el municipio pertenece a una provincia con baja puntuación en el *ranking* socioeconómico.

Sin embargo, entre los españoles están presentes otras causas, pues el mayor riesgo se observa entre los menores de cinco años y entre aquellos que tienen como primer destino una isla o un municipio de más de 100.000 habitantes. Como veremos a continuación, estos resultados son similares a los de los españoles de origen interior.

3.2. Probabilidad de reemigración de los inmigrantes procedentes del interior

En la estimación para los migrantes procedentes del interior de la tabla 8, se comprueba que la condición de extranjero incrementa la probabilidad de *reemigrar*

y, de forma muy especial, de realizar una cadena ABC. De hecho, la comparación de los resultados para españoles y para extranjeros, tablas 9 y 10, revela la existencia de pocas pautas en común.

Tabla 8. Probit multinomial 1^{er} movimiento interior.
Muestra completa (españoles y extranjeros)

<i>Variable</i>	<i>ABA</i>		<i>ABC</i>	
	<i>Efectos marginales</i> ¹ <i>0 → 1</i>	<i>P > z </i>	<i>Efectos marginales</i> ¹ <i>0 → 1</i>	<i>P > z </i>
Mujer	0,0197	0,000	-0,0084	0,000
≤ 5 años	0,0475	0,000	0,0238	0,000
6-18 años	0,0229	0,000	-0,0444	0,000
19-22 años	0,1559	0,000	0,0406	0,000
40-48 años	-0,0238	0,000	-0,0781	0,000
≥ 49 años	-0,0452	0,000	-0,1617	0,000
Movimiento anterior	0,0775	0,000	-0,0781	0,000
Extranjero	0,0136	0,000	0,1358	0,000
Interprovincial	0,1205	0,000	0,2437	0,000
Isla	0,0795	0,000	0,1069	0,000
Municipio 10.001-20.000 hab.	0,0061	0,003	0,0255	0,000
Municipio 20.001-50.000 hab.	0,0052	0,009	0,0119	0,000
Municipio 50.001-100.000 hab.	0,0244	0,000	0,0132	0,000
Municipio > 100.000 hab.	0,0169	0,000	0,0128	0,000
Capital de provincia	0,0003	0,873	-0,0227	0,000
Score75	0,0043	0,011	-0,0388	0,000
Score50	-0,0151	0,000	-0,0437	0,000
Score25	0,0035	0,129	-0,0767	0,000
Constante		0,000		0,000
N	828.096			
<i>Pseudo R</i> ²	0,0363			
<i>Log Likelihood</i>	-838.350,86			

¹ Cambio en la probabilidad predicha cuando la variable independiente x pasa de 0 a 1, mientras el resto de variables permanecen en sus valores de referencia.

Categoría omitida variable dependiente: no se mueve de nuevo.

Categorías omitidas variables independientes (persona de referencia): varón; 23-39 años; español; migrante antes de 2003; destino 1^{er} movimiento municipio < 10.001 hab., dentro de la misma provincia no insular con *Score*100.

Fuente: Elaboración propia.

En la estimación para los españoles (tabla 9), destaca el efecto positivo de las mujeres con un incremento de la probabilidad de realizar una cadena ABA (de 0,02), cuando en las cadenas ABC de todas las estimaciones es negativo. Asimismo, resulta llamativo el efecto positivo de los tramos de edad más joven en la probabilidad de realizar una cadena ABA y, en particular, entre los inmigrantes de

Tabla 9. Probit multinomial 1^{er} movimiento interior. Españoles

Variable	ABA		ABC	
	Efectos marginales ¹ $0 \rightarrow 1$	$P > z $	Efectos marginales ¹ $0 \rightarrow 1$	$P > z $
Mujer	0,0232	0,000	-0,0030	0,057
≤ 5 años	0,0617	0,000	0,0396	0,000
6-18 años	0,0313	0,000	-0,0357	0,000
19-22 años	0,1745	0,000	0,0423	0,000
40-48 años	-0,0227	0,000	-0,0859	0,000
≥ 49 años	-0,0372	0,000	-0,1612	0,000
Movimiento anterior	0,0759	0,000	-0,0771	0,000
Interprovincial	0,1287	0,000	0,2559	0,000
Isla	0,0953	0,000	0,1323	0,000
Municipio 10.001-20.000 hab.	0,0061	0,005	0,0297	0,000
Municipio 20.001-50.000 hab.	0,0053	0,012	0,0194	0,000
Municipio 50.001-100.000 hab.	0,0303	0,000	0,0245	0,000
Municipio > 100.000 hab.	-0,0040	0,144	0,0034	0,304
Capital de provincia	0,0069	0,000	-0,0099	0,000
Score75	0,0049	0,007	-0,0450	0,000
Score50	-0,0158	0,000	-0,0544	0,000
Score25	0,0004	0,871	-0,0921	0,000
Constante		0,000		0,000
N	662.601			
Pseudo R ²	0,0333			
Log Likelihood	-663.332,853			

¹ Ver tabla 8.

Categoría omitida variable dependiente: no se mueve de nuevo.

Categorías omitidas variables independientes (persona de referencia): varón; 23-39 años; migrante antes de 2003; destino 1^{er} movimiento municipio < 10.001 hab., dentro de la misma provincia no insular con Score100.

Fuente: Elaboración propia.

cinco o menos años, cuando el efecto de esta edad es de signo opuesto generalmente. Es, asimismo, desconcertante que si el inmigrante no se movió con anterioridad la probabilidad de la cadena ABA crece, pero disminuye en cuantía similar en la cadena ABC.

Siguiendo con la tabla 9 y en cuanto a las características del destino, la probabilidad de *reemigrar* aumenta cuando el primer movimiento es interprovincial (sobre todo, en la probabilidad de realizar una cadena ABC) o con destino en isla. Sin embargo, en contra de lo esperado, el efecto marginal de tener como primer destino una provincia de *Score* por debajo de la categoría de referencia casi siempre es negativo; excepto en *Score75* para las cadenas ABA, aunque el incremento de la probabilidad es muy reducido. Asimismo, la probabilidad de *reemigrar* aumenta cuando el municipio tiene un tamaño superior al de referencia, excepto en la categoría capital de provincia en las cadenas ABC pero, nuevamente, con un valor muy pequeño.

Los resultados de las cadenas ABA entre los españoles son tan poco acordes con las pautas típicas de la movilidad¹⁸ que nos hacen pensar que estamos, probablemente, ante migraciones múltiples que no se corresponden con traslados efectivos. *Falsas* migraciones que responden a inscripciones padronales de *ida y vuelta* en breves espacios de tiempo en orden a conseguir beneficios públicos como, por ejemplo, una plaza escolar en un determinado centro educativo, ventajas fiscales en los tributos locales, votar en las elecciones municipales o, simplemente, obtener una autorización de residente para aparcar en el centro urbano.

De hecho, no aparecen estos efectos marginales en las cadenas ABA de los extranjeros (tabla 10). No se observan incrementos positivos ni entre las mujeres ni entre los menores de cinco años que se apreciaban para los nacionales. En este sentido, la hipótesis de los registros sin traslado efectivo de los españoles quedaría robustecida, pues los resultados indican que los nativos tienen mayor conocimiento y hacen más uso de los derechos derivados del empadronamiento. Es más, en la estimación para los extranjeros procedentes del interior podemos comprobar que, cuando comparamos los efectos marginales de la alternativa ABC con la de *reemigrar* de los inmigrantes extranjeros procedentes del exterior, los signos¹⁹ (excepto en isla) y las variables más influyentes son las mismas en ambas especificaciones: la probabilidad crece si el destino inicial pertenece a una provincia con baja puntuación socioeconómica y disminuye conforme aumenta el tamaño del municipio. Y esto sucede a pesar de que este colectivo —a diferencia de los extranjeros procedentes del exterior— llevará ya cierto tiempo viviendo en España. Cabe pensar, por tanto, que estamos nuevamente ante migraciones repetidas ligadas a experiencias laborales.

¹⁸ Tradicionalmente, con predominio de hombres en edades jóvenes (20-40 años) y con experiencia migratoria previa.

¹⁹ En la variable tamaño de municipio los signos son diferentes por un cambio en la categoría de referencia en las dos especificaciones.

Tabla 10. Probit multinomial 1^{er} movimiento interior. Extranjeros

Variable	ABA		ABC	
	Efectos marginales ¹ 0 → 1	P > z	Efectos marginales ¹ 0 → 1	P > z
Mujer	0,0056	0,125	-0,0207	0,000
≤ 5 años	-0,0634	0,000	-0,1183	0,000
6-18 años	-0,0127	0,037	-0,0916	0,000
19-22 años	0,0801	0,000	0,0291	0,000
40-48 años	-0,0204	0,000	-0,0522	0,000
≥ 49 años	-0,0607	0,000	-0,1361	0,000
Movimiento anterior	0,0665	0,000	-0,1309	0,000
IDH < 0,5	-0,0447	0,000	0,0498	0,000
0,75 > IDH ≥ 0,5	0,0182	0,000	0,0666	0,000
IDH ≥ 0,9	-0,2043	0,000	-0,1921	0,000
Interprovincial	0,0742	0,000	0,1878	0,000
Isla	0,0297	0,000	0,0277	0,000
Municipio 10.001-20.000 hab.	0,0040	0,541	-0,0033	0,619
Municipio 20.001-50.000 hab.	-0,0072	0,222	-0,0381	0,000
Municipio 50.001-100.000 hab.	-0,0128	0,044	-0,0457	0,000
Municipio > 100.000 hab.	0,0412	0,000	-0,0029	0,668
Capital de provincia	-0,0494	0,000	-0,1029	0,000
Score75	0,0035	0,465	-0,0166	0,001
Score50	0,0075	0,310	0,0460	0,000
Score25	0,0229	0,006	0,0266	0,002
Constante		0,000		0,000
N	165.495			
Pseudo R ²	0,0215			
Log Likelihood	-172.374,86			

¹ Ver tabla 8.

Categoría omitida variable dependiente: no se mueve de nuevo.

Categorías omitidas variables independientes (persona de referencia): varón; 23-39 años; nacionalidad país con IDH entre 0,75 y 0,9; migrante antes de 2003; destino 1^{er} movimiento municipio < 10.001 hab., dentro de la misma provincia no insular con Score100.

Fuente: Elaboración propia.

4. Conclusiones

En otras investigaciones se ha destacado que la *reemigración* ya alcanza cierta importancia en España —más del 25% de las variaciones residenciales se encuentra asociada a otra migración— y que este fenómeno es parcialmente responsable del espectacular crecimiento que ha experimentado la movilidad interior recientemente. Por eso, en el trabajo se investigan las razones que inducen a los inmigrantes a realizar migraciones múltiples interiores a partir de una extracción especial de los microdatos-EVR anonimizados y enlazados para el trienio 2003-2005.

Con ese fin hemos estimado las probabilidades de volver a emigrar ligadas a las características de los individuos y a las de los municipios y provincias de llegada. En concreto, se ha calculado la probabilidad individual de no volver a emigrar en el plazo de 32 meses; de *reemigrar* generando una cadena ABA y, finalmente, de hacerlo con una cadena ABC. Para ello, se ha construido un probit multinomial para la muestra formada por inmigrantes cuyo primer movimiento tiene origen interior y un logit binomial para la muestra formada por inmigrantes de origen exterior.

Sin olvidar las limitaciones inherentes a la base de datos disponible y teniendo presente la falta de información acerca del capital humano y de la situación laboral de los inmigrantes, el análisis e interpretación de los resultados se ha realizado siguiendo la literatura económica que explica los motivos que impulsan a realizar migraciones repetidas. Así, tras examinar los resultados para los extranjeros —procedentes del exterior y del interior—, se concluye que sus migraciones parecen estar ligadas fundamentalmente a sus experiencias laborales, por lo que detrás de ellas se encontraría tanto la hipótesis del fracaso, como la de los procesos de optimización de las decisiones laborales.

Sin embargo, los efectos marginales estimados para los inmigrantes españoles en las cadenas ABA, tanto de origen interior como exterior, resultan tan poco acordes con las pautas típicas de la movilidad —en nuestro caso, la probabilidad crece entre las mujeres y los niños— que nos hacen pensar que estamos ante migraciones múltiples que no se corresponden con traslados efectivos. El hecho de que estos efectos no se observen en los extranjeros que realizan cadenas ABA, apunta a que podrían consistir en *falsas* migraciones asociadas a inscripciones padronales de *ida* y *vuelta* en breves espacios de tiempo en orden a conseguir ciertos beneficios municipales.

En ese caso, es difícil que las explicaciones de la *reemigración* dadas desde la literatura económica sean de gran utilidad. Pero no por falta de capacidad, sino porque la EVR es una fuente estadística de tipo registral. Y los Registros parecen prometer un conocimiento preciso de los procesos a los que se refieren, pero no son un reflejo exacto del fenómeno pues están frecuentemente asociados a la obtención de derechos [Garrido (2004)].

Referencias

- Abellán-Colodrón, C. (1998): «La ganancia salarial esperada como determinante de la decisión individual de emigrar», *Inv. Económicas*, 22(1), 93-117.
- Adelman, R. M. *et al.* (2000): «Homeward Bound: The Return Migration of Southern-Born Black Women 1940 to 1990», *Soc. Spectrum*, 20.
- Ahn, N. *et al.* (2002): *Migration Willingness in Spain: Analysis of Temporal and Regional Differences*, Doc. Trabajo 2002-21, FEDEA.
- Antolín, P., y Bover, O. (1993): *Regional Migration in Spain: The effect of personal Characteristics and of Unemployment Wage and House Price Differentials using Pooled Cross-Sections*, Doc. Trabajo 9318, Banco de España.
- Arellano, M., y Bover, O. (1999): *Learning About Migration Decisions from the Migrants*, Doc. Trabajo 9908, Banco de España.
- Bentolila, S. (2001): *Las migraciones interiores en España*, Doc. Trabajo 2001-07, FEDEA.
- Bentolila, S., y Dolado, J. J. (1991): «Desajuste laboral y migración interior en España, 1962-1986», en F. Padoa Schioppa, *Desajuste y movilidad del trabajo*, MTSS.
- Borjas, G. (2000): «Economics of Migration», *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*, Section 3.4, art. 38.
- Borjas, G., y Bratsberg, B. (1996): «Who Leaves? The Outmigration of the Foreign-Born», *The Rev. of Econ. and Statistics*, 78.
- Constant, A., y Massey, D. S. (2003): «Self-Selection, Earnings, and Out-Migration: A Longitudinal Study of Immigrants to Germany», *J. of Popul. Economics*, 16.
- Constant, A., y Zimmermann, K. (2003): «The Dynamics of Repeat Migration: A Markov Chain Analysis», *Working Paper*, 85, The Center for Comparative Immigration Studies, Univ. California.
- Costa, D., y Kahn, M. (2000): «Power Couples: Changes in the Locational Choice of the College Educated, 1940-1990», *Q. Journal of Economics*, noviembre.
- Da Vanzo, J. (1976): «Differences between Return and Nonreturn Migration: An Econometric Analysis», *Int. Migration Review*, 10(1), 3-27.
- (1983): «Repeat Migration in the United States: Who moves back and who moves on?», *Rev. of Econ. and Statistics*, 65, 552-559.
- Devillanova, C., y García-Fontes, W. (2004): «Migration across Spanish Provinces: evidence from Social Security records (1978-1992)», *Inv. Económicas*, 28(3), 461-467.
- Edin, P. A. *et al.* (2000): *Emigration of Immigrants and Measures of Immigrant Assimilation: Evidence from Sweden*, Working Paper Series 2000:13, Uppsala Univ., Dep. Economics.
- Garrido, L. (2004): «Para cuantificar a los Extranjeros», *Economistas*, 99, 28-37.
- Gil, L., y Jimeno, J. F. (1993): «The determinants of labour mobility in Spain: Who are the migrants?», *Working Paper 1993-05*, FEDEA.
- Grant, E. K., y Vanderkamp, J. (1984): «A Descriptive Analysis of the Incidence and Nature of Repeat Migration within Canada, 1968-1971», *Canadian Stud. in Population*, 11(1), 61-78.
- (1986): «Repeat Migration and disappointment», *Can. Journal of Reg. Science*, 9(3), 299-322.
- Greene, W. H. (1999): *Análisis econométrico*, Prentice Hall.
- Greenwood, M. (1997): «Internal Migration in Developed Countries», en Rosenzweig, M., y Stark, O. (eds.), *Handbook of Families and Population Economics*, Elsevier, 647-720.
- Hausman, J., y McFadden, D. (1984): «Specification tests for the multinomial logit model», *Econometría*, 52, 1219-1240.
- Herzog, H. W., y Schlottmann, A. M. (1983): «Migrant Information, Job Search and the Remigration Decision», *South. Econ. Journal*, 50(1), 43-56.

- Hunt, J. (2004): «Are Migrants More Skilled than Non-migrants? Repeat, Return, and Same-employer Migrants», *Can. Journal of Economics*, 37(4).
- INE (varios años): *Anuario Estadístico*, Madrid.
- (varios años): *Contabilidad Regional de España. Base 2000*.
- (varios años): *Encuesta de Población Activa (EPA)*.
- Kau, J., y Sirmans, C. F. (1977): «The influence of Information Cost and Uncertainty on Migration: A comparison of Migrant Types», *J. of Reg. Science*, 17, 89-96.
- Kennan, J., y Walker, J. R. (2003): *The Effect of Expected Income on Individual Migration Decisions*, Working Paper 9585, NBER.
- Krum, R., y Kelly, A. (1988): «Multiperiod Migration Patterns: the Timing and Frequency of Households Responses», *J. of Reg. Sciences*, 28(2), 255-270.
- Ministerio Fomento (2005): *Anuario Estadístico. 2005*.
- (2011): Índice general de precios de la vivienda (<http://www.mviv.es>).
- Morrison, P. A., y Da Vanzo, J. (1986): «The Prism of Migration: Dissimilarities Between return and onward Movers», *Soc. Science Quarterly*, 67, 504-506.
- Nekby, L. (2006): «The Emigration of Immigrants, Return vs. Onward Migration: Evidence from Sweden», *J. of Popul. Economics*, 19(2), junio, 197-226.
- Newbold, K. B., y Bell, M. (2001): «Return and Onwards Migration in Canada and Australia: Evidence from Fixed Interval Data», *Int. Migration Review*, 35(4), 1157-1184.
- Pérez Infante, J. I. (2006): *Las estadísticas del mercado de trabajo en España*, Col. Informes y Estudios, núm. 28, MTAS.
- Recaño, J. (2004): «Las migraciones internas de retorno en España durante la primera mitad de la década de los noventa: implicaciones demográficas y territoriales», *Scripta Nova*, 8(157).
- Recaño, J., y Cabré, A. (2003): «Migraciones interregionales y ciclos migratorios en España (1988-2001)», *Papeles de Geografía*, 37, 179-197.
- Ródenas, C., y Martí, M. (2006): «Reinterpretando el crecimiento de la movilidad de España: la población extranjera y las migraciones repetidas», *Cuad. Aragoneses de Economía*, 16(1), 37-59.
- (2009): «Estimating False Migrations in Spain», *Population-E*, 64(2), 361-376.
- Rotte, R., y Vogler, M. (1999): «The effects of Development on Migration: Theoretical Issues and New Empirical Evidence», *Disc. Paper*, 46, IZA.
- Sjaastad, L. A. (1962): «The Costs and Returns of Human Migration», *J. of Political Economics*, 75(5), pp. 80-93.
- Train, K. E. (2003): *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge Univ. Press.