

Reemigrar en España: una aproximación a sus determinantes
(Resultados preliminares)

Mónica Martí Sempere
e-mail: mmarti@ua.es

Carmen Ródenas Calatayud
e-mail: crodenas@ua.es

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

Resumen: En este trabajo nos proponemos investigar sobre las razones que están induciendo a los migrantes a realizar migraciones interiores múltiples en España. Tras el análisis descriptivo de las características más sobresalientes de estos inmigrantes, se especifica un modelo *logit binomial* y un modelo *probit multinomial* en el que la probabilidad de volver a emigrar en el período 2003-2005 se hace depender de las características personales de los individuos y de las correspondientes cadenas migratorias de orígenes y destinos. La información utilizada procede de los microdatos de la *Estadística de Variaciones Residenciales*. Los resultados alcanzados parecen indicar que las migraciones repetidas de españoles y extranjeros responden a motivos diferentes. El análisis sugiere que las reemigraciones de los extranjeros podrían responder 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.

Introducción

La posibilidad de que un emigrante repita su experiencia de movilidad depende de muchos factores pero, indudablemente, se encuentra ligada a sus características individuales, a eventos personales propios del ciclo vital, al resultado de una experiencia anterior o a las particularidades de los diferentes orígenes y destinos. El estudio de la emigración de los inmigrantes (*reemigración*) es una dimensión del fenómeno migratorio bien conocida en otros países de nuestro entorno¹; sin embargo, ha recibido escasa atención en el caso español.

Al margen de las aportaciones en las que se estudia las corrientes de retorno de los grandes flujos interiores de población que se produjeron en España en los años sesenta, los trabajos en los que se analice la actual *reemigración* interior no son frecuentes² y, en todo caso, estudian el fenómeno desde la perspectiva agregada. Sólo recientemente, a partir de los microdatos procedentes de la *Estadística de Variaciones Residenciales* (EVR, en adelante) publicados por el Instituto Nacional de Estadística (INE, en adelante), Ródenas y Martí han calculado las migraciones múltiples en España³, comprobando para el período 2003-2005 que la *reemigración* es mucho más frecuente de lo esperado *a priori*, al estimarse que más del 25% de las variaciones residenciales en el año 2004 se encuentra asociado a otra migración, bien en el mismo año, bien en el año anterior o bien en el posterior⁴.

De acuerdo con la literatura, los motivos que pueden impulsar a los inmigrantes a realizar movimientos repetidos en breves espacios de tiempo pueden ser muy diversos. Buena parte de las explicaciones se basan en el supuesto de que las decisiones migratorias están tomadas con información incorrecta o incompleta sobre las perspectivas de trabajo y de salarios en el destino. La reemigración es, por tanto, el resultado de decisiones no óptimas que se intentan corregir con un

¹ Ver, por ejemplo, para los EEUU desde los iniciales trabajos de Da Vanzo (1976, 1981 y 1983), Da Vanzo y Morrison (1981), Morrison y Da Vanzo (1986) a los de Borjas (2000), Borjas y Bratsberg (1996) o de Adelman, Morett y Tolnay (2000). Los estudios de Grant y Vanderkamp (1984, 1985 y 1986) o de Hunt (2004) para Canadá. Para Australia el trabajo de Newbold y Bell (2001). En el caso de Alemania, han estudiado la *reemigración* Constant y Massey (2003) o Constant y Zimmerman (2003a y b). Por su parte, Edin, LaLonde y Åslund (2000) y Nekby (2006) han hecho lo propio para Suecia.

² Notable excepción los artículos de Recaño y Cabré (2003) o Recaño (2004).

³ Primero de forma aproximada en Ródenas y Martí (2006), lo que permitió entrever la relevancia del fenómeno en el conjunto de las migraciones interiores y la conveniencia de avanzar en esta línea de trabajo y, posteriormente, de forma más precisa en Ródenas y Martí (2007), mediante la reconstrucción de las "vidas migratorias" de la población residente, al disponer de una nueva y más completa información estadística.

⁴ Ródenas y Martí (2007:5).

nuevo movimiento [Grant y Vanderkamp (1986:299)]. Esta hipótesis del fracaso o la decepción (*disappointment hypothesis*) como causa de la migración repetida, combina características de la teoría del capital humano y de la búsqueda, al tomar elementos de la teoría estadística de la decisión secuencial, de la teoría de la información y de la economía de la incertidumbre en un entorno dinámico. Bajo esta hipótesis, la decisión de volver a emigrar o de retornar al lugar de origen tiene en su base corregir el error inicial⁵.

No obstante, y como señala Nekby (2006), la repetición de un movimiento puede ser consecuencia del propio proceso de optimización que caracteriza la decisión inicial de emigrar. A resultas de la primera migración puede aumentar la información acerca de otros destinos no previstos inicialmente, puede mejorar la cualificación del individuo o, en suma, el trabajador puede considerar que la primera migración es un paso necesario para subir un nuevo escalón en su carrera profesional que va asociado a una nueva migración [Borjas (2000)]. En estos casos, volver al origen o volver a emigrar a un nuevo destino no estaría basado en el fracaso sino que formaría parte de una secuencia –programada o no- de movimientos que se realizan a lo largo del ciclo vital.

Este contexto del ciclo vital es esencial para Greenwood (1997). En el panorama de la literatura que traza este autor, señala que al considerar la migración en un contexto *cross-section* (para un período de tiempo acotado) no se puede valorar adecuadamente la relevancia de las características de los individuos. La emigración debe ser analizada en el contexto del ciclo vital de las personas. Muchos movimientos se encuentran ligados a eventos personales como el matrimonio, el divorcio, el inicio o la finalización de estudios, la entrada en la población activa, los nacimientos de hijos, la adquisición de una vivienda, la jubilación... El tratamiento correcto de los efectos del ciclo vital requiere que la migración sea analizada como un suceso que ocurre en tiempo continuo, y no discreto. Los datos longitudinales permiten el desarrollo de la historia del evento para un individuo o una familia. Y no hay mucho trabajo en este sentido⁶.

⁵ Ver, por ejemplo, Edin, LaLonde y Åslund (2000), Grant y Vanderkamp (1985 y 1986), Herzog y Schlotmann (1983) o Kau y Sirmans (1977).

⁶ Inicialmente, los trabajos de Da Vanzo (1976, 1981 y 1983), DaVanzo y Morrison (1981). Posteriormente, de Costa y Kahn (2000), Hunt (2004), Kennan y Walker (*on-line*) o Krumm y Kelly (1988).

En todo caso, la *reemigración* no tiene por qué encontrarse necesariamente asociada a los fallos de información ni ser explicada exclusivamente en el contexto de la teoría del capital humano. Dejando de lado a los *migrantes crónicos* (aquellos para los que en sus preferencias está el cambiar de residencia frecuentemente), cuando no es el individuo o la unidad familiar, sino *otros* los que deciden cuándo un inmigrante debe volver a emigrar (por ejemplo, en el caso de un traslado de un funcionario público o de una transferencia de un trabajador dentro de la misma empresa a otra sede), el movimiento viene impuesto. Esa decisión tiene un bajo coste y un bajo riesgo, como indica Hunt (2004), pues la información de vacantes está disponible, las condiciones del nuevo trabajo se conocen, la cualificación requerida será como la del trabajo anterior y los costes del desplazamiento son, en muchas ocasiones, pagados por la empresa.

No obstante, ninguna de las anteriores causas explicativas de la *reemigración* de los inmigrantes sería de gran utilidad para explicar un tipo determinado de migraciones múltiples. Concretamente, el que puede aparecer cuando la fuente estadística de procedencia de los datos es un registro administrativo. Como indica Garrido (2004), los registros parecen prometer un conocimiento preciso de los procesos a los que se refieren, pero no son un reflejo exacto del fenómeno pues al estar frecuentemente asociados a la obtención de derechos o al cumplimiento de deberes, pueden distorsionar la realidad de la variable que recogen debido a los intereses particulares de los ciudadanos. Así, cabe la sospecha de que una parte de las migraciones múltiples inscritas en el registro padronal podrían no consistir en traslados efectivos (*falsas migraciones*) y, en consecuencia, *a priori* no podrían explicarse bajo ningún tipo de modelo.

En este trabajo nos proponemos estimar los factores que determinan las probabilidades de volver a emigrar ligados a las características de los individuos y a las de las correspondientes cadenas migratorias de orígenes y destinos, al objeto de contrastar tentativamente las diferentes hipótesis sobre las causas de este fenómeno en España. Para ello, especificaremos un modelo *probit* multinomial para la muestra formada por los inmigrantes cuyo primer movimiento es interior y un modelo *logit* binomial para aquellos cuyo primer movimiento procede del exterior.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente forma. 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 migraciones repetidas. Los resultados de éstas y su interpretación se discuten en el tercer apartado. El trabajo se cierra con las principales conclusiones.

1.-Los microdatos de la EVR

La información estadística utilizada procede de los microdatos de la EVR anonimizados para el trienio 2003-05. Se utiliza esta base de datos pues es la única fuente con información migratoria que nos permite reconstruir las “vidas migratorias” de los inmigrantes con suficiente fiabilidad. Sin embargo, esta fuente reúne un conjunto muy escaso de variables personales y laborales de los individuos, lo cual constituye una importante limitación. En particular, no proporciona información sobre el nivel educativo, la situación familiar, la relación de parentesco o la relación con la actividad económica.

El periodo de análisis 2003-2005 ha venido dado por el criterio del INE, quien ha considerado que es a partir del año 2003 cuando la EVR alcanza un grado de fiabilidad suficiente. Sin embargo y a pesar de ello, ha sido necesaria una depuración adicional de los registros⁷. La base de datos finalmente utilizada contiene 5.710.032 observaciones de migrantes (6.367.098 de migraciones), cuya distribución según el número de altas padronales o variaciones residenciales se recoge en la tabla siguiente.

Tabla 1.- Migrantes y migraciones. EVR 2003-05

Número de variaciones	Número de 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

⁷ En el anexo I se describe brevemente el proceso de filtrado de la base datos original.

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

De esta tabla, se desprenden diversos indicadores de la importancia de este fenómeno. Por una parte, la media de migraciones por migrante a lo largo de los tres años estudiados no se detiene en un movimiento, sino que se eleva a 1,12. Por otra, los migrantes que han realizado más de una variación residencial en el período representan el 10,18 por cien de todas las personas con altas, y las migraciones asociadas a otras migraciones suponen casi el 20 por cien de todas las altas. Más aún, si se calcula el porcentaje que representan las variaciones residenciales en el año central del período encadenadas con variaciones realizadas bien en el mismo año 2004, bien en 2003 o bien en 2005, el ratio se eleva a más de la cuarta parte, el 25,87 por cien, de las altas en 2004. Un porcentaje relativamente alto para un período de observación tan breve.

En la tabla 1 se ha podido observar, también, que son muy pocos los migrantes múltiples que realizan más de dos variaciones residenciales en el período estudiado. Por eso, la probabilidad de volver a emigrar se va a definir únicamente sobre la base de la primera y segunda variación residencial⁸. En particular, se va a estimar los factores que determinan 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 período de observación nos permite trabajar con una muestra más grande y con una distribución bastante equilibrada⁹ de los migrantes en los tres grupos de interés: individuos que no vuelven a emigrar (para los que suponemos que sobreviven *físicamente* esos 32 meses); individuos que reemigran al origen antes de *agotar* el plazo haciendo, por tanto, una cadena ABA¹⁰ y, finalmente, aquellos que vuelven a emigrar pero a otro destino, generando una cadena ABC.

La fecha de realización de cada uno de los movimientos migratorios no se va a tener en cuenta. En la medida en que el período que abarca nuestra base de datos es muy breve (tan sólo tres

⁸ Además, la posibilidad real de más de tres variaciones residenciales no es muy creíble. Probablemente, se trate de falsos movimientos, errores de registro, etc.

⁹ El tamaño muestral depende del período de observación elegido. Cuanto más extenso menor es el tamaño muestral, pues hay que eliminar un mayor número de individuos que no pueden observarse a lo largo del período; es decir, aquellos cuyo lapso de tiempo entre la fecha de su primer movimiento y el 31/12/2005 –último día del que tenemos información– es inferior al período elegido. Conforme reducimos el período 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 cuanto menor es el período de observación, las oportunidades de volver a emigrar se reducen cada vez más.

¹⁰ Una cadena ABA significa salir del municipio A para darse de alta en el municipio B y, posteriormente, regresar al municipio A, mientras que una cadena ABC indica que el inmigrante salió del municipio A para darse de alta en el municipio B y, a continuación, se trasladó al C.

años), y a lo largo del mismo la economía no ha experimentado cambios sustanciales en su ritmo de crecimiento como para alterar o condicionar las decisiones migratorias adoptadas por los individuos. Así pues, la base de datos se tratará como un único corte transversal en el análisis.

Para la realización de la estimación, se ha eliminado de la base de datos un número importante de registros, ya que al disponer sólo del período 2003-2005 las observaciones son censuradas¹¹. Así, al imponer un período homogéneo de observación de los migrantes de 32 meses, se ha tenido que eliminar a los individuos que han permanecido en la muestra un tiempo inferior. Estos registros eliminados representan el 80% de la base de datos. Aún así, el número de observaciones utilizado en la estimación es de 1.093.529, de los cuales 687.395 (62,86%) corresponde a inmigrantes españoles y 406.134 (37,14%) a inmigrantes extranjeros. Además, también se ha prescindido de los escasos registros, el 1,1% de la base de datos, en los que los migrantes tenían como destino el exterior, pues la EVR tiene serias dificultades para recoger este tipo de movimientos. Por un lado, como señala el INE (2008), son muy pocos los extranjeros que solicitan baja en el padrón cuando salen de España y, por otro, para estas salidas en los microdatos de la EVR no se dispone o no se facilita ni siquiera el país de destino exterior.

En las tablas 2 y 3 se muestra la distribución porcentual de las diferentes variables utilizadas como explicativas en los modelos econométricos que se presentan en el siguiente epígrafe. En los análisis realizados, tratamos de conocer los factores más importantes que determinan la probabilidad de pertenecer o no a cada uno de los estados de interés: no volver a emigrar, reemigrar realizando bien 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 (828.096 efectivos, tabla 2). Pero si procede del exterior (265.433 efectivos, tabla 3), la alternativa de retorno es imposible de establecer, como se explicó anteriormente. Por ello, en este último caso, sólo se puede analizar la probabilidad de pertenecer al primer o al último estado descrito.

¹¹ El número de episodios migratorios a lo largo de toda la vida de las personas no se conoce, pues no podemos saber cuándo alguien comenzó a moverse ni cuándo dejará de hacerlo. Esto significa que un individuo puede clasificarse como simple o múltiple dependiendo del período temporal de observación. Cuanto mayor recorrido tenga el período temporal, más probabilidad de clasificarse como múltiple que como simple.

----- tablas 2 y 3 por aquí-----

Por lo que se refiere a la distribución de los migrantes entre las diferentes alternativas, puede apreciarse en las tablas que el peso de los migrantes con dos migraciones (ya sean ABA o ABC) es ligeramente superior entre los extranjeros que entre los españoles (58,9% frente a 49,9% en el caso de interiores y 47% frente a 29,8% en el caso de exteriores). Si bien, entre los españoles con un primer movimiento interior, predominan los movimientos de ida y vuelta, mientras que entre los extranjeros los movimientos hacia delante. Así pues, aunque entre los españoles las migraciones repetidas son elevadas, parece observarse una mayor inclinación por las mismas entre los extranjeros.

Cuando se analiza la variable sexo se comprueba que para todos los colectivos (españoles/extranjeros e interiores/exteriores), las mujeres tienen un peso inferior a los varones en los tres estados de interés, excepto en la alternativa volver al origen entre los españoles. Este dato resulta llamativo, pues habitualmente son los varones los que alcanzan mayor presencia entre los migrantes.

Por lo que se refiere a la estructura por edad, se observa alguna diferencia notable entre españoles/extranjeros, y en función del origen interior o exterior. Cuando el primer movimiento es interior, sorprende entre los españoles el peso de los *menores de seis años* y de los *mayores de 49 años* en las tres alternativas, que doblan prácticamente el peso de los extranjeros en esas mismas categorías, respectivamente. En los extranjeros se aprecia en general una mayor concentración de los inmigrantes en la categoría de referencia *de 23 a 39 años*, en comparación con los españoles en los que la distribución es un poco más uniforme. Finalmente, en ambos colectivos se observa una mayor juventud entre los que realizan dos movimientos frente a los que, tras una migración, no vuelven a moverse en el período de observación. Sin embargo, cuando el origen del primer movimiento es exterior, lo relevante es 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 o al establecimiento de inmigrantes europeos con destino en las islas o en la costa mediterránea.

La variable movimiento anterior (que sólo es posible calcular para los inmigrantes procedentes del interior) 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 anterior. Esta variable se distribuye por igual entre los extranjeros en las tres alternativas, mientras que entre los españoles se aprecian diferencias. 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.

Al objeto de simplificar el análisis y facilitar la interpretación de los resultados, en lugar de introducir una variable ficticia por cada nacionalidad, éstas se han agrupado en cuatro categorías amplias en función del nivel de desarrollo del país. Para ello hemos utilizado el valor del *índice de desarrollo humano*¹² en 2004, calculado por el PNUD para 177 países. La distribución de los países en cada categoría se muestra en la tabla 4.

----- tabla 4 por aquí-----

De acuerdo con las teorías sobre el desarrollo económico y las migraciones internacionales se considera que a medida que los países avanzan en su nivel de desarrollo económico, aumentan los movimientos migratorios y sólo en el largo plazo, cuando la reducción del diferencial salarial es considerable, se produce una disminución de los flujos migratorios. De este modo, se observa una forma de U invertida en la relación entre el desarrollo económico y los movimientos migratorios¹³. El argumento se basa en que la decisión de migrar implica generalmente asumir un cierto riesgo. Las expectativas pueden cumplirse o no. En la medida en que nadie está dispuesto a gastar

¹² Éste es un índice compuesto que clasifica a los países en función de tres dimensiones básicas del desarrollo humano: una vida larga y saludable (la esperanza de vida al nacer), los conocimientos (alfabetización de adultos y la tasa bruta de matriculación primaria, secundaria y terciaria combinada) y un nivel decente de vida (el PIB real per cápita en PPA).

¹³ Rotte and Vogler (1999).

ilimitados recursos en la obtención de información, esta incertidumbre puede acabar frenando la movilidad. En este sentido, se puede esperar que una mayor disponibilidad de recursos que financie la búsqueda de información y el desplazamiento, y un mayor nivel educativo que contribuya a procesar mejor la información sobre nuevas oportunidades, dará lugar a un incremento de los flujos migratorios.

En efecto, en las tablas 2 y 3, puede comprobarse esta distribución. Las nacionalidades de los inmigrantes con más peso en las tres alternativas son las de países con un IDH igual o superior a 0,5 e inferior a 0,9. En estas categorías se encuentran los colectivos de extranjeros con más peso en la base de datos, esto es, marroquíes, ecuatorianos, rumanos, colombianos y argentinos. En esta variable, además, parece observarse que las migraciones repetidas entre los extranjeros están más asociadas a los nacionales de países de menor nivel de renta que España (probablemente, ligado 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.

Finalmente, 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. Lo relevante de esta variable es que, cuando el primer destino es una isla, hay un mayor porcentaje de migrantes españoles (tanto de origen interior como exterior) que retornan o se trasladan a un nuevo destino respecto a los que no se mueven. Esta menor fuerza de retención de las islas entre los españoles, no se observa entre los extranjeros. Respecto a la segunda variable, el tamaño de municipio, en todas las alternativas y colectivos observamos una distribución en forma de U, 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 de

mayor peso es la de *municipio menor de 10.001 habitantes*, mientras que entre los extranjeros es la categoría *municipio capital de provincia*.

Por último, se ha generado la variable *Score* para recoger el conjunto de características socioeconómicas de la provincia del municipio del primer destino. Esta variable se ha construido a partir de los valores provinciales para las variables PIB_{pc}, VAB relativo, tasa de crecimiento de la productividad, tasa de empleo, crecimiento de la actividad y de la ocupación, dotación de infraestructuras, precios de la vivienda y densidad de población¹⁴. Tales variables vienen a representar diferentes dimensiones del desarrollo socioeconómico de cada provincia y, a partir de sus valores, se ha calculado –siguiendo la regla de la *cuenta de Borda*¹⁵- un *Score* o puntuación provincial que se ha dividido, a su vez, en cuatro cuartiles. A partir de ahí, 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* que contiene al 25% de las provincias peor clasificadas. La asignación final se muestra en la tabla 5.

-----Tabla 5 por aquí-----

Al comparar las distribuciones de esta variable entre españoles y extranjeros, no se aprecian diferencias sustanciales. Tan solo cabe indicar que 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 econométrica de la probabilidad de realizar migraciones repetidas

¹⁴ Concretamente, se ha utilizado la información procedente de *la Contabilidad Regional de España. Base 2000* (INE) para calcular el PIB_{pc} (media 2003-2005 en términos corrientes a precios de mercado), el VAB (ratio relativo de la provincia al total nacional en el año 2003 en términos corrientes), la tasa de crecimiento medio acumulativo de la productividad (a partir de las variaciones entre 2003 y 2005 del ratio entre el VAB provincial en términos corrientes y el número de empleos) y la densidad de población. La tasa de empleo en 2003, la tasa media de crecimiento acumulativo 2003-2005 de la actividad y la de la ocupación, proceden de la *Encuesta de Población Activa* (INE). La dotación provincial de infraestructuras se ha calculado a partir de los kilómetros provinciales de carreteras de doble calzada, autovía y autopista de peaje (datos procedentes de la D.G. de Carreteras -Ministerio de Fomento-, Comunidades Autónomas, Diputaciones y Cabildos) ajustados por los kilómetros cuadrados de superficie de la provincia (*Anuario Estadístico* -INE-) y, finalmente, los precios de la vivienda se refieren a la media del año 2005 para la vivienda libre por m² en municipios de más de 25.000 habitantes y proceden del Ministerio de la Vivienda.

¹⁵ La *cuenta de Borda* se trata de un procedimiento de decisión en las votaciones por el cual se otorga un cierto número de puntos a la alternativa más preferida, algo menos a la segunda y así sucesivamente. En nuestro caso, es un buen método para sintetizar la información de las variables provinciales en un *ranking* único 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.

Para estimar los factores que determinan la probabilidad de volver a emigrar a partir de las variables independientes definidas en el anterior epígrafe, vamos a utilizar un modelo de elección múltiple para la muestra formada por 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 a una de las tres alternativas. Para la muestra formada por inmigrantes cuyo primer movimiento tiene un origen exterior, empleamos un modelo de elección binaria al enfrentarnos únicamente a dos alternativas.

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

$$U_j = \mathbf{b}'x_i + \mathbf{e}_j, \quad (j = 0,1,2); (i = 1, K, n) \quad (1)$$

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 , mientras que \mathbf{b} es el vector de parámetros asociado a la alternativa j y \mathbf{e}_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 utilidad. 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:

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

La formulación concreta del modelo se obtiene al elegir la 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 modelo *logit*, por la simplicidad de sus cálculos y la fácil interpretación de los resultados frente a un modelo *probit*. Esa es la elección que hemos realizado para la muestra formada por inmigrantes cuyo primer movimiento tiene un origen exterior, donde la elección es binaria. Formalmente, el modelo *logit* binomial a estimar por máxima verosimilitud es el siguiente. La probabilidad de que ocurra la alternativa j es igual a:

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

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. La [tabla 6](#) muestra los resultados de la especificación *logit* binomial en términos de Ratios de Riesgo Relativo (RRR)¹⁶, que 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 modelo *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 (IIA)*¹⁷. Para contrastar si nuestras especificaciones satisfacen esta hipótesis hemos realizado el test de Hausman y McFadden (1984) para todas las alternativas de la variable dependiente. Los resultados se encuentran en la [tabla 7](#). Como se puede comprobar, no es posible aceptar la hipótesis nula de independencia de alternativas irrelevantes en la especificación para la muestra conjunta de inmigrantes interiores y para la de españoles interiores, pero sí para la de extranjeros interiores. Para las dos primeras especificaciones 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 el modelo *probit* multinomial¹⁸, que permite que los errores se correlacionen o no entre las diferentes alternativas, por lo que 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 la siguiente:

¹⁶ El ratio de riesgo relativo (*odds*) es igual al exponente del coeficiente estimado, esto es, $e^{(b)}$.

¹⁷ En Greene (1999) o Train (2003) puede encontrarse una exposición detallada de esta propiedad y los tests adecuados para contrastar su validez.

¹⁸ Greene (1999:792).

$$\Pr(y_i = j) = \int_{-\infty}^{b_{jx_i} - b_{1x_i}} \int_{-\infty}^{b_{jx_i} - b_{2x_i}} f(\mathbf{e}_1 \mathbf{e}_2) d\mathbf{e}_1 d\mathbf{e}_2 \quad (4)$$

Donde ϕ representa la función normal multivariante de la que se excluye el término e_j .

----- Tabla 7 por aquí-----

Una de las desventajas de los modelos *probit* es que sus resultados no pueden ser interpretados en términos de ratio de riesgo relativo como en las especificaciones *logit*. En el modelo *probit* multinomial los resultados de la especificación 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 variables¹⁹. 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 cero a uno, mientras el resto de variables permanecen en sus valores medios.

En todas las especificaciones, la categoría de referencia es la de *no se mueve de nuevo*, por lo que los resultados se expresarán en relación con esta categoría base. Las variables explicativas, como se ha visto, son todas cualitativas y recogen algunas características personales de los migrantes y de los municipios de destino del primer movimiento. En principio, todas las variables incluidas en el modelo podrían incidir en el riesgo relativo de pertenecer a alguna de las alternativas señaladas. El individuo de referencia, en la muestra de inmigrantes procedentes del interior, es español, varón, entre 23 y 39 años, que realizó un movimiento anterior, cuyo primer movimiento es intraprovincial y con destino en un municipio de menos de 10.001 habitantes, en una provincia no insular y con puntuación en el percentil más elevado del *ranking* provincial. Si en lugar de ser español es extranjero, su nacionalidad es de un país cuyo IDH alcanza un valor entre 0,75 y 0,9. Finalmente, en la muestra de inmigrantes procedentes del exterior, el individuo de referencia es extranjero, varón, entre 23 y 39 años, con nacionalidad de un país con IDH entre 0,75 y 0,9, cuyo

¹⁹ Mientras que los ratios de riesgo relativos, además de ser una medida bastante intuitiva, no dependen del nivel de las otras variables.

destino en el primer movimiento es un municipio capital de provincia, en una provincia no insular y con puntuación en el percentil más elevado del *ranking* provincial.

3.-Resultados e interpretación de las estimaciones

3.1.-Análisis e interpretación de los factores que inciden en la 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.

Así, la variable sexo en su categoría mujer –aún siendo significativa estadísticamente– reduce en todos los casos 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 años²⁰. También, en ambos colectivos el riesgo relativo de volver a emigrar aumenta cuando la provincia de llegada a España posee menor desarrollo y disminuye muy ligeramente cuando muestra un grado de desarrollo socioeconómico medio-alto (*Score75*). Si el municipio de llegada no es una capital de provincia (categoría de referencia), los inmigrantes tienen un mayor riesgo relativo de reemigrar, tanto si son españoles como si se trata de 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 (1,4 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 de menos de 10.001 habitantes los que tienen un mayor riesgo relativo de reemigrar (1,8 veces más).

----- Tabla 6 por aquí -----

²⁰ Aunque varias categorías de esta variable no son estadísticamente significativas, el test de ratios de verosimilitud rechaza la hipótesis nula de que el conjunto de *dummies* relacionadas con la edad no sea significativa estadísticamente (p-valor < 0,0001). Lo mismo sucede con la variable *Score* para españoles y extranjeros.

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 provincia insular reduce el riesgo de reemigrar entre los extranjeros, entre los españoles lo aumenta, hasta el punto de que es la variable que más influye en este riesgo para este colectivo (1,7 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. Este resultado es sorprendente, sobre todo, porque es imposible asociarlo a movimientos paralelos de entradas de españoles adultos. Y, probablemente, se encuentra ligado a las adopciones internacionales, por efecto de las cuales los niños que han nacido y proceden del extranjero adoptan la nacionalidad española. A estos niños, cuando cruzan nuestras fronteras se les registra un movimiento procedente del exterior y más tarde, ya con sus padres españoles realizan un segundo desplazamiento, esta vez, familiar.

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

Ensamblando estos resultados para los extranjeros procedentes del exterior, se puede concluir con que sus migraciones parecen estar ligadas fundamentalmente a sus experiencias laborales, y que es posible que detrás de algunas de ellas se encuentre tanto la hipótesis del fracaso, como la de los procesos de optimización de las decisiones laborales. Esta afirmación se apoya en que los inmigrantes extranjeros que exhiben mayor riesgo relativo de reemigrar se encuentran en edades laborales centrales entre 19 y 39 años y son originarios de países con los IDH más bajos. 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 por una simple cuestión de tamaño. Y, por último, si el municipio pertenece a una provincia con baja puntuación en el *ranking* socioeconómico también se incrementa este riesgo.

Sin embargo, entre los españoles da la impresión de estar presentes otras causas, pues el mayor riesgo se observa entre los menores de cinco años y 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.-Análisis e interpretación de los factores que inciden en la probabilidad de reemigrar de los inmigrantes procedentes del interior

La comparación de los resultados de la estimación de españoles y extranjeros, tablas 9 y 10, revela la existencia de pocas pautas en común entre uno y otro colectivo. Así, en la estimación conjunta, tabla 8, ya se comprueba que la condición de extranjero incrementa la probabilidad de realizar una migración repetida, y de forma muy especial la de realizar una cadena ABC.

----- Tabla 8 por aquí-----

En la estimación de los efectos marginales de los españoles, llama la atención el efecto positivo de las mujeres con un incremento de la probabilidad de realizar una cadena ABA (de 0,02) cuando, además, en las cadenas ABC de los inmigrantes interiores y en el caso de los inmigrantes procedentes del exterior es negativo. Asimismo, también resulta llamativo el efecto positivo en la probabilidad de realizar una cadena ABA en los tramos de edad más joven que el individuo de referencia y, en particular, entre los inmigrantes de cinco o menos años (incluso cuando realizan cadenas ABC), cuando el efecto edad es de signo opuesto en el resto de estimaciones (excepto entre los jóvenes de 19 y 22 años). Es curioso también 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.

En cuanto a las características del municipio de 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 a una isla. Sin embargo, en contra de lo esperado, el efecto marginal de tener como primer destino una provincia de *Score* por debajo del valor de referencia (provincias con puntuación más alta) es negativo en todas las categorías, excepto en *Score75* en las cadenas ABA, aunque el incremento de la probabilidad es muy reducido. Asimismo, el incremento de la probabilidad de reemigrar cuando el municipio tiene un tamaño superior al de referencia es

positivo, excepto en la categoría capital de provincia en las cadenas ABC, pero nuevamente con un valor muy pequeño.

-----Tabla 9 por aquí-----

Estos resultados de las cadenas ABA tan poco acordes con las pautas típicas de la movilidad²¹ nos hacen pensar que estamos, probablemente, ante muchas migraciones múltiples que no se corresponden con traslados efectivos. Podrían consistir en *falsas migraciones* que responden a inscripciones padronales de *ida y vuelta* en breves espacios de tiempo en orden a conseguir determinados beneficios públicos como, por ejemplo, una plaza escolar en un determinado centro público o concertado, alguna ventaja fiscal en los tributos locales o aquellos cedidos a las CCAA, votar en un municipio en particular ante unas elecciones municipales, u obtener una autorización de residente para aparcar en un área determinada del centro urbano.

Finalmente, en la estimación de los efectos marginales de los extranjeros procedentes del interior, hay que tener presente que estamos ante un colectivo que, a diferencia de los extranjeros procedentes del exterior analizados en el anterior apartado, la mayoría de ellos llevará cierto tiempo viviendo en España. Sin embargo, cuando comparamos los efectos marginales de la alternativa ABC con la de reemigrar de los inmigrantes extranjeros procedentes del exterior, se puede comprobar que los signos²² (excepto en isla) y las variables más influyentes son las mismas en ambas especificaciones, por lo que cabe pensar que estamos nuevamente ante migraciones repetidas ligadas a experiencias laborales.

-----Tabla 10 por aquí-----

Por lo que se refiere a los efectos marginales de las cadenas ABA entre los extranjeros, hay que indicar que no se observan los incrementos positivos ni entre las mujeres ni entre los menores de cinco años que se apreciaban para los españoles. Además, la probabilidad crece si el municipio de destino pertenece a una provincia con baja puntuación en el ranking socioeconómico o disminuye si aumenta su tamaño. En este sentido, la hipótesis de los registros sin traslado efectivo

²¹ Esto es: predominio de hombres en edades jóvenes (20-40 años) y con experiencia migratoria previa.

²² En la variable tamaño de municipio los signos son diferentes por un cambio en la categoría de referencia en las dos especificaciones.

que se señalaba para los españoles quedaría reforzada, pues supondría un mayor conocimiento y uso entre los nativos de los derechos derivados del empadronamiento.

Conclusiones

En trabajos realizados anteriormente, comprobamos que el fenómeno de las migraciones repetidas (*reemigración*) alcanza cierta importancia en España, siendo responsable, además, de una parte significativa del espectacular crecimiento que ha experimentado la tasa migratoria interior en los últimos años. De acuerdo con nuestra información, más del 25% de las variaciones residenciales en el año 2004 se encuentra asociado a otra migración, bien en el mismo año, bien en el año anterior o bien en el posterior. Un porcentaje relativamente alto para un período de observación tan breve.

En este trabajo nos hemos propuesto investigar sobre las razones que están induciendo a los inmigrantes a realizar migraciones múltiples interiores. Para ello hemos estimado las probabilidades de volver a emigrar ligadas a las características de los individuos y a las de los municipios de llegada del primer movimiento, al objeto de contrastar tentativamente las diferentes hipótesis sobre las causas de este fenómeno en España. La información estadística utilizada en este trabajo es la base de microdatos de la EVR anonimizada para el trienio 2003-05.

En particular, se ha estimado la probabilidad de pertenecer a cada uno de los siguientes grupos de interés: individuos que no vuelven a emigrar en el plazo de 32 meses; individuos que reemigran antes de *agotar* el plazo con una cadena ABA y, finalmente, aquellos que lo hacen con una cadena ABC. Para ello, se ha construido un modelo *probit* multinomial para la muestra formada por inmigrantes cuyo primer movimiento es de origen interior y un *logit* binomial para la muestra formada por inmigrantes de origen exterior, al enfrentarnos únicamente a dos alternativas.

Del análisis descriptivo se concluye principalmente que las migraciones repetidas son relativamente más frecuentes entre los extranjeros que entre los españoles, predominando los movimientos hacia delante entre los primeros y los movimientos de ida y vuelta, entre los segundos. En general, las mujeres tienen un peso inferior a los varones en los tres estados de interés, excepto en la alternativa volver al origen entre los españoles. Un dato que resulta llamativo. La variable

edad también ofrece una distribución poco habitual. Así, sorprende entre los españoles de origen interior el peso de los menores de seis años y de los mayores de 49 años en las tres alternativas, que doblan prácticamente el peso de los extranjeros en esas mismas categorías, respectivamente. En el análisis de la variable IDH, se ha confirmado la forma de U invertida en la distribución de los inmigrantes, de acuerdo con la teoría del desarrollo económico y las migraciones internacionales.

Respecto a las características del municipio de llegada del primer movimiento, se observa que cuando el primer destino es una isla, hay un mayor porcentaje de migrantes españoles que reemigran respecto a los que no se mueven. Esta menor fuerza de retención de las islas entre los españoles, no se observa entre los extranjeros. En cuanto al tamaño de municipio, en todas las alternativas y colectivos se observa la misma distribución, si bien, entre los españoles procedentes del interior la categoría de mayor peso es la de *municipio menor de 10.001 habitantes*, mientras que entre los extranjeros es la categoría *municipio capital de provincia*. Por último, la variable *Score*, que recoge el conjunto de características socioeconómicas de la provincia del municipio del primer destino, no sugiere diferencias sustanciales entre españoles y extranjeros. Tan sólo cabe destacar el mayor porcentaje de extranjeros, independientemente de su origen interior o exterior, que eligen entre sus posibles destinos las provincias con mayor puntuación en el *ranking*.

El análisis y la interpretación de los resultados de estas estimaciones se ha realizado sobre la base de la literatura acerca de los motivos que pueden impulsar a los inmigrantes a realizar movimientos repetidos. Así, tras examinar los resultados para los extranjeros procedentes del exterior y del interior, se ha podido concluir con que sus migraciones parecen estar ligadas fundamentalmente a sus experiencias laborales, y que es posible que detrás de algunas de ellas se encuentre tanto la hipótesis del fracaso, como la de los procesos de optimización de las decisiones laborales. Esta afirmación se apoya en que los inmigrantes extranjeros que exhiben mayor riesgo relativo de reemigrar se encuentran en edades laborales centrales entre 19 y 39 años y son originarios de países con los IDH más bajos. 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 por una simple cuestión de tamaño. Y, por último, si el municipio pertenece a una provincia con baja puntuación en el *ranking* socioeconómico también se incrementa este riesgo.

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 -la probabilidad crece entre las mujeres y los niños-, que nos hacen pensar que estamos, probablemente, ante migraciones múltiples que en una cantidad importante no se corresponden con traslados efectivos. Podrían consistir en *falsas migraciones* que responden a inscripciones padronales de *ida y vuelta* en breves espacios de tiempo en orden a conseguir determinados beneficios públicos. Esta hipótesis queda reforzada por el hecho de que estos efectos no se observan en los extranjeros que realizan cadenas ABA.

Bibliografía

- Adelman, R.M., C. Morett y S.E. Tolnay. (2000): "Homeward Bound: The Return Migration of Southern-Born Black Women 1940 to 1990", *Sociological Spectrum*, 20.
- Borjas, George J. (2000): "Economics of Migration", *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*, Section nº3.4, article nº38, february.
- Borjas, George y Bernt Bratsberg (1996): "Who Leaves? The Outmigration of the Foreign-Born", *The Review of Economics and Statistics*, 78.
- Constant, Amelie y Douglas S. Massey (2003): "Self-Selection, Earnings, and Out-Migration: A Longitudinal Study of Immigrants to Germany", *Journal of Population Economics*, 16.
- Constant, Amelie y Klaus Zimmermann (2003a): "The Dynamics of Repeat Migration: A Markov Chain Analysis", *Working Paper*, 85, the Center for Comparative Immigration Studies, University of California, San Diego.
- Constant, Amelie y Klaus F. Zimmermann (2003b): "Circular Movements and Time Away from the Host Country", *mimeo*, IZA, Bonn.
- Costa, Dora y Matthew Kahn (2000): "Power Couples: Changes in the Locational Choice of the College Educated, 1940-1990", *Quarterly Journal of Economics*, noviembre.
- Da Vanzo, Julie (1976): "Differences between Return and Nonreturn Migration: An Econometric Analysis", *International Migration Review*, Vol. 10, No. 1, spring, pp. 13-27.
- Da Vanzo, Julie (1981): "Repeat Migration, Information Costs, and Location-Specific Capital", *Population and Environment*, vol. 4 (1), spring, pp. 45-73.
- Da Vanzo, Julie (1983): "Repeat Migration in the United States: Who moves back and who moves on?", *Review of Economics and Statistics*, vol.65, november, pp. 552-559.
- Da Vanzo, J.S. y P.A. Morrison (1981): "Return and Other Sequences of Migration in the United States", *Demography*, 18.
- Edin, Per-Anders, Robert J. LaLonde y Olof Åslund (2000): *Emigration of Immigrants and Measures of Immigrant Assimilation: Evidence from Sweden*, Working Paper Series 2000:13, Uppsala University, Department of Economics.
- Garrido, Luis (2004): "Para cuantificar a los Extranjeros", *Economistas*, nº99, pp.28-37.
- Grant, E. Kenneth y John Vanderkamp (1984): "A Descriptive Analysis of the Incidence and Nature of Repeat Migration within Canada, 1968-1971", *Canadian Studies in Population*, vol. 11 (1), pp. 61-78.
- Grant, E. Kenneth y John Vanderkamp (1985): "Migrant information and the remigrant decision: further evidence", *Southern Economic Journal*, April, pp.1202-1215.

- Grant, E. Kenneth and John Vanderkamp (1986): "Repeat Migration and disappointment", *Canadian Journal of Regional Science*, vol. 9 (3), autumn, pp. 299-322.
- Greene, William H. (1999): *Análisis econométrico*, 3ªed., Madrid: Prentice Hall.
- Greenwood, M. (1997): "Internal Migration in Developed Countries", In: ROSENZWEIG, M. & STARK, O. (Edit.). *Handbook of Families and Population Economics*. Amsterdam: Elsevier, pp. 647-720.
- Hausman, J. y D. McFadden (1984): "Specification tests for the multinomial logit model", *Econometrica*, 52, pp. 1219-1240.
- Herzog, Henry W. y Alan M. Schlottmann (1983): "Migrant Information, Job Search and the Remigration Decision", *Southern Economic Journal*, vol. 50 (1), pp. 43-56.
- Hunt, Jennifer (2004): "Are Migrants More Skilled than Non-migrants? Repeat, Return, and Same-employer Migrants", *Canadian Journal of Economics*, 37 (4).
- INE (2008): *EVR. Metodología*. Consultado en febrero 2008 <http://www.ine.es/daco/daco42/migracion/notaevr.htm>
- INE (varios años), *Anuario Estadístico*, Madrid.
- INE (varios años): *Contabilidad Regional de España. Base 2000*
- INE (varios años), *Encuesta de Población Activa (EPA)*, Madrid.
- Kau, James y C.F. Sirmans (1977): "The influence of Information Cost and Uncertainty on Migration: A comparison of Migrant Types", *Journal of Regional Science*, vol.17, pp.89-96.
- Kennan, John y James R. Walker (on-line): *The Effect of Expected Income on Individual Migration Decisions*, Working Paper 9585, NBER (en <http://www.nber.org/papers/w9585>).
- Krum, Ronald y Austin Kelly (1988): "Multiperiod Migration Patterns: the Timing and Frequency of Households Responses", *Journal of Regional Sciences*, vol. 28(2), pp.255-270.
- Ministerio de la Vivienda. Consultado en diciembre 2007 http://www.mviv.es/es/index.php?option=com_content&task=blogsection&id=9&Itemid=35
- Morrison, Peter A. y Julie Da Vanzo (1986): "The Prism of Migration: Dissimilarities Between return and onward Movers", *Social Science Quarterly*, pp. 504-506.
- Nekby, Lena (2006): "The Emigration of Immigrants, Return vs. Onward Migration: Evidence from Sweden", *Journal of Population Economics*, vol. 19(2), June, pp. 197-226.
- Newbold, K. Bruce and Martin Bell (2001): "Return and Onwards Migration in Canada and Australia: Evidence from Fixed Interval Data", *International Migration Review*, vol. 35 (4), winter, pp. 1157-1184.
- Recaño, Joaquín y Anna Cabré (2003): "Migraciones interregionales y ciclos migratorios en España (1988-2001)", *Papeles de Geografía*, 37, pp. 179-197.
- Recaño, Joaquín (2004): "Las migraciones internas de retomo en España durante la primera mitad de la década de los noventa: implicaciones demográficas y territoriales", *Geo Crítica / Scripta Nova. Revista electrónica de geografía y ciencias sociales*, VIII (157) (en <http://www.ub.es/geocrit/sn/sn-157.htm#recaño>).
- Ródenas, Carmen y Mónica Martí (2006): "Reinterpretando el crecimiento de la movilidad de España: la población extranjera y las migraciones repetidas", *Cuadernos aragoneses de economía*, 2ª época, vol. 16, nº1, pp. 37-59.
- Ródenas, Carmen y Mónica Martí (2007): "Muchos migrantes o muchas migraciones? Las migraciones repetidas en España", XXXIII Reunión de Estudios Regionales, Universidad de León, noviembre.
- Rotte, Ralph and Vogler, Michael (1999): "The effects of Development on Migration: Theoretical Issues and New Empirical Evidence", *IZA Discussion Paper* Nº46.
- Train, Kenneth E. (2003): *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge: University Press.

Anexo I: Filtrado de la base de datos original y conversión de los registros de migraciones en migrantes

1. Antes de reconstruir las historias migratorias, se eliminó de la base de datos original las altas sin código de identificación (51 en el fichero del año 2003) y los registros duplicados. En la medida en que difícilmente un individuo puede realizar más de una variación residencial en un mismo día, se entendió que los 1.306 registros duplicados debían contener errores de medida. Estos registros representaron menos del 0,02 por cien de los 6.588.627 registros de altas simples del período 2003-2005.
2. Una vez reunidos los tres ficheros anuales en uno solo, se transformó la base de datos de migraciones, en una base de datos de migrantes, utilizando como variable de agrupación el número de identificación. De esta base, se suprimieron los siguientes registros:
 - a. Las personas identificadas por su código en las que aparecía alguna contradicción en los valores de sus características personales declaradas en sus sucesivos movimientos: unas veces aparecían como hombres y otras como mujeres, unas veces como españoles y otras como extranjeros, o con un año o lugar de nacimiento diferente en cada alta. Se debía prescindir de estas personas (65.069), que suponen el 1,11 por cien del total de migrantes, pues con tales incoherencias registrales no había modo de asignar valores fiables a sus variables demográficas.
 - b. Los migrantes con múltiples altas, cuyas trayectorias geográficas no eran coherentes, esto es, que el municipio de alta en el primer movimiento no coincidía con el de baja en el movimiento siguiente. Aunque este tipo de incoherencias –así como sucedía con las demográficas– disminuyen²³ de 2003 a 2005, se encontraron 34.396 migrantes múltiples con trayectorias geográficas inconexas que fueron excluidos de la base de datos²⁴, pues sólo pueden explicarse por la existencia de errores u omisiones en el registro de variaciones residenciales.

²³ Los registros incoherentes (demográfica y geográficamente) representan el 0,8% del total de microdatos en 2003, mientras que en 2005 el porcentaje se reduce al 0,5%.

²⁴ Lo que puede sesgar en alguna medida la base de datos final pues los tests de la χ^2 de independencia entre las dos bases de datos (coherentes e incoherentes geográficamente) señalan que las bases son estadísticamente distintas, aunque tampoco con demasiada intensidad al no resultar elevados los valores de la V de Cramer. Concretamente, hay más incoherencias entre el sexo masculino pues los hombres suponen el 53,96% de la muestra de incoherentes; se encuentra además que el 71,6% de los registros incoherentes son de extranjeros (rumanos, ecuatorianos y marroquíes, principalmente) y que más de la mitad (54,53%) de los registros con incoherencias son de procedencia del exterior.

Tabla2.-Primer movimiento procedente del INTERIOR: definición y estadísticos descriptivos de las variables aplicadas al modelo

Definición de la Variable	Todos (828.096 obs.)			Españoles (662.601 obs.)			Extranjeros (165.495 obs.)		
	No se mueve de nuevo 400.373 (48,3%)	Retorna 219.135 (26,5%)	Hacia delante 208.588 (25,2%)	No se mueve de nuevo 332.371 (50,2%)	Retorna 183.340 (27,7%)	Hacia delante 146.890 (22,2%)	No se mueve de nuevo 68.002 (41,1%)	Retorna 35.795 (21,6%)	Hacia delante 61.698 (37,3%)
Características de los individuos (%)									
Sexo									
Mujer	48,8	51,0	46,9	49,5	52,1	49,1	45,5	45,6	41,6
Varón (r)	51,2	49,0	53,1	50,5	47,9	50,9	54,5	54,4	58,4
Edad									
De 5 y menos años	6,9	8,7	7,0	7,5	9,7	8,9	4,1	3,6	2,6
De 6 a 18 años	10,6	11,5	9,6	10,8	11,9	10,3	10,0	9,8	7,8
De 19 a 22 años	4,0	7,4	5,6	3,9	7,5	5,4	4,9	6,9	6,1
De 23 a 39 años (r)	47,0	46,4	57,5	44,9	43,8	54,7	56,9	59,5	64,3
De 40 a 48 años	12,6	10,8	11,0	12,2	10,3	10,0	14,5	13,7	13,4
De 49 y más años	18,9	15,2	9,3	20,8	16,9	10,7	9,6	6,6	5,8
Movimiento anterior									
Sí (r)	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
Nacionalidad									
Español (r)	83,0	83,7	70,4						
Extranjero	17,0	16,3	29,6						
IDH del país de origen									
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(r)							61,9	66,7	60,9
IDH = 0,9							13,1	4,9	6,3
Características de las cadenas migratorias (%):									
Tipo del primer movimiento									
Intraprovincial (r)	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
Destino del primer movimiento									
Isla	7,8	10,9	10,5	7,5	11,4	11,5	9,0	8,7	8,2
No isla (r)	92,2	89,1	89,5	92,5	88,6	88,5	91,0	91,3	91,8
Municipio de origen									
Municipio menor de 10.001hab. (r)	29,3	27,6	25,3	31,3	29,2	27,0	19,0	19,1	21,3
Municipio de 10.001 a 20.000 hab.	13,3	13,3	13,6	13,5	13,5	14,0	11,9	12,0	12,8
Municipio de 20.001 a 50.000 hab.	15,7	16,1	16,5	15,5	16,0	16,6	16,6	16,5	16,2
Municipio de 50.001 a 100.000 hab.	10,7	11,5	11,7	10,1	11,3	11,3	13,4	12,8	12,4
Municipio de más de 100.000 hab.	8,3	8,3	9,2	7,4	6,9	7,6	12,5	15,0	13,2
Municipio capital de provincia	22,7	23,2	23,7	22,0	23,0	23,5	26,6	24,5	24,1
Score100 (r)									
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

Nota: (r) valores de referencia. Fuente: Elaboración propia.

Tabla 3.-Primer movimiento procedente del EXTERIOR: definición y estadísticos descriptivos de las variables aplicadas al modelo

Definición de la Variable	Todos (265.433 obs.)		Españoles (24.794 obs.)		Extranjeros (240.639 obs.)	
	No se mueve de nuevo	Hacia delante	No se mueve de nuevo	Hacia delante	No se mueve de nuevo	Hacia delante
	144.832 (54,6%)	120.601 (45,4%)	17.396 (70,2%)	7.398 (29,8%)	127.436 (53,0%)	113.203 (47,0%)
Características de los individuos (%)						
Sexo						
Mujer	48,5	46,0	49,6	47,6	48,4	45,9
Varón (r)	51,5	54,0	50,4	52,4	51,6	54,1
Edad						
De 5 y menos años	4,7	4,3	6,1	9,7	4,5	3,9
De 6 a 18 años	14,6	11,1	8,5	10,4	15,5	11,1
De 19 a 22 años	7,4	10,3	4,3	5,6	7,8	10,7
De 23 a 39 años (r)	44,4	56,1	38,4	41,9	45,3	57,0
De 40 a 48 años	11,3	11,1	11,3	12,0	11,3	11,1
49 y más años	17,6	7,1	31,3	20,5	15,7	6,2
Nacionalidad						
Español	12,0	6,1				
Extranjero(r)	88,0	93,9				
IDH del país de origen						
IDH < 0,5					2,3	4,3
0,75 > IDH = 0,5					15,2	27,1
0,9 > IDH = 0,75(r)					63,1	59,7
IDH = 0,9					19,4	8,9
Características de las cadenas migratorias (%):						
Destino del primer movimiento						
Isla	9,1	6,8	10,3	13,5	9,0	6,4
No isla (r)	90,9	93,2	89,7	86,5	91,0	93,6
Municipio menor de 10.001hab.						
Municipio de 10.001 a 20.000 hab.	15,6	19,9	19,4	19,9	15,1	19,9
Municipio de 20.001 a 50.000 hab.	10,6	11,3	10,3	11,5	10,6	11,3
Municipio de 50.001 a 100.000 hab.	15,3	15,1	13,0	14,7	15,6	15,1
Municipio de más de 100.000 hab.	12,1	11,8	10,4	12,0	12,3	11,8
Municipio capital de provincia (r)	10,2	11,2	7,3	9,1	10,6	11,3
Score100(r)	36,2	30,7	39,5	32,8	35,7	30,6
Score75	62,2	61,6	49,1	46,4	64,0	62,6
Score50	26,3	24,5	25,3	24,9	26,5	24,4
Score25	7,1	8,2	17,5	21,2	5,6	7,3
	4,4	5,8	8,1	7,5	3,9	5,7

Nota: (r) valores de referencia.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4.-Categorización de la variable IDH, 2004

Categoría	Países
IDH = 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 = 0,75	Albania, Antigua y 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, El 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, San Vicente y las Granadinas, Sant Kitts y Nevis, Santa Lucía, <i>Serbia y Montenegro</i> , Seychelles, Sri Lanka, Surinam, Tailandia,

	<i>Taiwán, Tonga, Trinidad y Tobago, Túnez, Turquía, Ucrania, Uruguay, Venezuela y Países europeos sin relaciones diplomáticas</i>
0,75 > IDH = 0,50	Argelia, Azerbaijón, 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, Irán, Islas Cook, Islas Marshalls, Islas Salomón, Jamaica, Kirguistán, Kiribati, Madagascar, Maldivas, Marruecos, Micronesia, Moldavia, Mongolia, Myanmar, Namibia, Nauru, Nepal, Nicaragua, Pakistán, Santo Tomé y Príncipe, Siria, Sudáfrica, Sudán, Swazilandia, Tayikistán, Turkmenistán, Tuvalu, Uganda, Uzbequistán, Vanuatu, Vietnam, Países americanos sin relaciones diplomáticas y apátridas</i>
IDH < 0,50	<i>Afganistán, Angola, Benin, Burkina-Faso, Burundi, Chad, Corea del Norte, Costa de Marfil, Djibouti, Eritrea, Etiopía, Gambia, Guinea, Guinea-Bissau, Haití, Kenya, Laos, Lesotho, Liberia, Malawi, Mali, Mauritania, Mozambique, Níger, Nigeria, Rep. Centroafricana, Rep. Dem. Congo, Rwanda, Senegal, Sierra Leona, Somalia, Tadykistán, Tanzania, Timor orienta, Togo, Uzbekistán, Yemen, Zambia, Zimbabwe y países africanos y asiáticos sin relaciones diplomáticas</i>

Nota: Aparecen en cursiva los países no clasificados por el PNUD y que aparecen en nuestra base de datos. Estos países se han clasificado siguiendo el *ranking* realizado por el Banco Mundial según nivel de ingresos.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 5: Categorización de la variable Score

Categoría	Provincias
Score100 (más de 240 puntos)	Alicante, Almería, Barcelona, Girona, Guipúzcoa, Lleida, Madrid, Málaga, Navarra, La Rioja, Tarragona, Vizcaya y Zaragoza
Score75 (entre 217 y 240 puntos)	Álava, Illes Balears, Cádiz, Cantabria, Castellón, Guadalajara, Murcia, Palmas (Las), Santa Cruz de Tenerife, Sevilla, Toledo y Valencia.
Score50 (entre 160 y 205 puntos)	Asturias, Ávila, Burgos, A Coruña, Cuenca, Granada, León, Pontevedra, Salamanca, Segovia, Teruel y Valladolid.
Score25 (entre 67 y 153 puntos)	Albacete, Badajoz, Cáceres, Ciudad Real, Córdoba, Huelva, Huesca, Jaén, Lugo, Ourense, Palencia, Soria y Zamora.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6.-Estimación de los Ratios de Riesgos Relativos. Logit binomial primer movimiento exterior

Variable	Todos		Españoles		Extranjeros	
	RRR	P> z	RRR	P> z	RRR	P> z
Mujer	0,9279	0,000	0,9165	0,002	0,9807	0,023
De 5 y menos años	0,7452	0,000	1,4514	0,000	0,7397	0,000
De 6 a 18 años	0,5880	0,000	1,0661	0,200	0,5963	0,000
De 19 a 22 años	1,0887	0,000	1,1502	0,032	1,0662	0,000
De 40 a 48 años	0,7840	0,000	0,9434	0,208	0,8489	0,000
49 y más 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 menor de 10.001hab.	1,6117	0,000	1,2295	0,000	1,7655	0,000
Municipio de 10.001 a 20.000 hab.	1,3787	0,000	1,2717	0,000	1,4713	0,000
Municipio de 20.001 a 50.000 hab.	1,2609	0,000	1,2833	0,000	1,3162	0,000
Municipio de 50.001 a 100.000 hab.	1,2629	0,000	1,3559	0,000	1,3470	0,000
Municipio de más de 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
Pseudo R ²		0,0369		0,0211		0,0506
Log Likelihood		-176136,95		-14792,183		-157964,26

Categoría omitida de la variable dependiente: no se mueve de nuevo.

Categorías omitidas en las variables independientes: Persona de referencia varón, entre 23 y 39 años, extranjero, procedente de un país con un IDH entre 0,75 y 0,9; El destino de su primer movimiento es un municipio capital de provincia. Dicha provincia es no insular y se encuentra en el nivel de puntuación más alto del ranking.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 7.- Test de Hausman-McFadden de independencia de las alternativas irrelevantes (IIA)

Alternativa omitida	Chi2	gl	P>chi2	Evidencia
Muestra completa				
ABA	5149.150	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.

Tabla 8.-Estimación de efectos marginales. Probit multinomial primer movimiento interior de la muestra completa (españoles y extranjeros)

Variable	ABA		ABC	
	Efectos marginales ⁽¹⁾ 0 @ 1	P> z	Efectos marginales ⁽¹⁾ 0 @ 1	P> z
Mujer	0,0197	0,000	-0,0084	0,000
De 5 y menos años	0,0475	0,000	0,0238	0,000
De 6 a 18 años	0,0229	0,000	-0,0444	0,000
De 19 a 22 años	0,1559	0,000	0,0406	0,000
De 40 a 48 años	-0,0238	0,000	-0,0781	0,000
49 y más 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
IDH < 0,5				
0,75 > IDH = 0,5				
IDH = 0,9				
Interprovincial	0,1205	0,000	0,2437	0,000
Isla	0,0795	0,000	0,1069	0,000
Municipio de 10.001 a 20.000 hab.	0,0061	0,003	0,0255	0,000
Municipio de 20.001 a 50.000 hab.	0,0052	0,009	0,0119	0,000
Municipio de 50.001 a 100.000 hab.	0,0244	0,000	0,0132	0,000
Municipio de más de 100.000 hab.	0,0169	0,000	0,0128	0,000
Municipio 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		
Pseudo R ²		0,0363		
Log Likelihood		-838350,86		

Nota: (1) Cambio en la probabilidad predicha cuando la variable independiente x pasa de cero a uno, mientras el resto de variables permanecen en sus valores de referencia.

Categoría omitida de la variable dependiente: no se mueve de nuevo.

Categorías omitidas en las variables independientes: Persona de referencia varón, entre 23 y 39 años, de nacionalidad española, que se movió con anterioridad al 2003. El destino de su primer movimiento es un municipio menor de 10.001 habitantes dentro de la misma provincia. Dicha provincia es no insular y se encuentra en el nivel de puntuación más alto del ranking.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 9.-Estimación de efectos marginales. Probit multinomial primer movimiento interior de españoles

Variable	ABA		ABC	
	Efectos marginales ⁽¹⁾ 0@1	P> z	Efectos marginales ⁽¹⁾ 0@1	P> z
Mujer	0,0232	0,000	-0,0030	0,057
De 5 y menos años	0,0617	0,000	0,0396	0,000
De 6 a 18 años	0,0313	0,000	-0,0357	0,000
De 19 a 22 años	0,1745	0,000	0,0423	0,000
De 40 a 48 años	-0,0227	0,000	-0,0859	0,000
49 y más años	-0,0372	0,000	-0,1612	0,000
Movimiento anterior	0,0759	0,000	-0,0771	0,000
IDH < 0,5				
0,75 > IDH = 0,5				
IDH = 0,9				
Interprovincial	0,1287	0,000	0,2559	0,000
Isla	0,0953	0,000	0,1323	0,000
Municipio de 10.001 a 20.000 hab.	0,0061	0,005	0,0297	0,000
Municipio de 20.001 a 50.000 hab.	0,0053	0,012	0,0194	0,000
Municipio de 50.001 a 100.000 hab.	0,0303	0,000	0,0245	0,000
Municipio de más de 100.000 hab.	-0,0040	0,144	0,0034	0,304
Municipio 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	-663332,853			

Nota: (1) Cambio en la probabilidad predicha cuando la variable independiente x pasa de cero a uno, mientras el resto de variables permanecen en sus valores de referencia.

Categoría omitida de la variable dependiente: no se mueve de nuevo.

Categorías omitidas en las variables independientes: Persona de referencia varón, entre 23 y 39 años, de nacionalidad española, que se movió con anterioridad al 2003. El destino de su primer movimiento es un municipio menor de 10.001 habitantes dentro de la misma provincia. Dicha provincia es no insular y se encuentra en el nivel de puntuación más alto del ranking.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 10.-Estimación de efectos marginales. Probit multinomial primer movimiento interior de 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
De 5 y menos años	-0,0634	0,000	-0,1183	0,000
De 6 a 18 años	-0,0127	0,037	-0,0916	0,000
De 19 a 22 años	0,0801	0,000	0,0291	0,000
De 40 a 48 años	-0,0204	0,000	-0,0522	0,000
49 y más años	-0,0607	0,000	-0,1361	0,000
Movimiento anterior	0,0665	0,000	-0,1309	0,000
Extranjero				
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 de 10.001 a 20.000 hab.	0,0040	0,541	-0,0033	0,619
Municipio de 20.001 a 50.000 hab.	-0,0072	0,222	-0,0381	0,000
Municipio de 50.001 a 100.000 hab.	-0,0128	0,044	-0,0457	0,000
Municipio de más de 100.000 hab.	0,0412	0,000	-0,0029	0,668
Municipio 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	-172374,86			

Nota: (1) Cambio en la probabilidad predicha cuando la variable independiente x pasa de cero a uno, mientras el resto de variables permanecen en sus valores de referencia.

Categoría omitida de la variable dependiente: no se mueve de nuevo.

Categorías omitidas en las variables independientes: Persona de referencia varón, entre 23 y 39 años, de nacionalidad de un país con IDH entre 0,75 y 0,9, que se movió con anterioridad al 2003; El destino de su primer movimiento es un municipio menor de 10.001 habitantes dentro de la misma provincia. Dicha provincia es no insular y se encuentra en el nivel de puntuación más alto del ranking.

Fuente: Elaboración propia.