

Estudio del perfil educativo de los migrantes en España: una aplicación del iterative proportional fitting mixto

Pereira López, Xesús: xesus.pereira@usc.es
*Departamento de Economía Cuantitativa
Universidade de Santiago de Compostela*

César Vila, Manuel: manuel.cesar@rai.usc.es
*Instituto Universitario de Estudos e Desenvolvemento de Galicia (IDEGA)
Universidade de Santiago de Compostela*

Verdugo Matés, Rosa María: rosa.verdugo@usc.es
*Departamento de Economía Aplicada
Universidade de Santiago de Compostela*

RESUMEN

En este trabajo se analizan los flujos migratorios regionales de España por nivel educativo. Aunque los datos de los flujos no están disponibles en el formato deseable por lo que merecen un tratamiento previo, que no está exento de dificultades metodológicas. De hecho, los estudios sobre migrantes en España no suelen distinguir la diferente formación que poseen. Las estadísticas oficiales relacionadas con este asunto, la Encuesta de Variaciones Residenciales y la Encuesta de Migraciones, no suministran dicha información, a pesar de que ambas son de periodicidad anual. Por lo tanto, las deficiencias de estas dos fuentes sugieren modificar los métodos de estimación utilizados normalmente en este ámbito.

Se propone una técnica para proyectar las migraciones intra e inter-regionales –por años y desagregadas por niveles formativos– en España a partir de los censos: una extensión del *iterative proportional fitting* (IPF). A este respecto, se indica que el IPF básico efectúa estimaciones matriciales mediante rectificaciones proporcionales por filas y columnas sobre una matriz base (de forma sucesiva) y de acuerdo con los márgenes, que son conocidos a priori. Pero en esta extensión, no se aprovechan solamente los vectores de márgenes anuales, también

se consideran los flujos migratorios totales entre comunidades autónomas. Lo que implica la reformulación del IPF básico para que se efectúen ajustes de carácter triproporcional, motivados precisamente por la información disponible. Por último, se emplean los coeficientes de Chenery y Watanabe y los de Streit para identificar las migraciones interiores de la población con estudios de tercer grado en España.

Palabras claves: censo; IPF; migraciones; nivel educativo

ABSTRACT

In this study, the regional migratory flows in Spain are analysed by educational level. However, the data regarding the flows are not available in the desired format and therefore need prior treatment that is not without methodological issues. In fact, studies regarding migrants in Spain do not usually distinguish the education background that they possess. Official statistics related to this topic, the Residential Variations Survey and the Survey of Migration, do not provide such information, despite being published annually. Therefore, the deficiencies of these two sources suggest the modification of the estimation method commonly used in this field.

In this sense, a technique is proposed for the projection of intra- and interregional migration –by year and disaggregated educational level– in Spain through the use of censuses: an extension of the iterative proportional fitting (IPF). In this regard, it is noted that a basic IPF estimates matrices through proportional corrections by row and column on a base matrix (in succession) and according to the margins, which are known a priori. However, in this extension, not only the annual margin vectors are made use of, but also that the total migratory flows between regions be considered. This implies a redesign of the basic IPF so that tri-proportional adjustments are made, motivated precisely by the information made available. Finally, the coefficients of Chenery and Watanabe and Streit are used to identify the internal migration of the population with tertiary studies in Spain.

Key words: census; IPF; migration; education

Área temática: Aspectos Cuantitativos de Problemas Económicos y Empresariales

1. INTRODUCCIÓN

En España no abundan los estudios sobre flujos migratorios interiores que aborden con detalle las características de cada individuo que emigra. Así, son escasos los análisis pormenorizados de estos flujos por tipologías, a pesar de que alguna de ellas puede influir decisivamente en la emigración (Gil y Jimeno, 1993). Dentro de estas tipologías o características, se encuentra el nivel educativo de los migrantes, que, en principio, estaría muy correlacionado con la propensión a emigrar y cuya importancia debería ser superior a las consecuencias que pueda tener a nivel individual, por lo que provocaría cambios en los *stocks* de capital humano de los distintos territorios y repercusiones en diferentes variables económicas.

En relación a la movilidad interior en España por nivel educativo de los migrantes, destacan los trabajos de (Serrano, 1998) y (Cabrer *et al.*, 2009), que tratan de identificar la principal razón de la escasez de este tipo estudios. En realidad, ni la Encuesta de Variaciones Residenciales (EVR), ni la Estadística de Migraciones (EM), principales fuentes de información sobre los fenómenos migratorios, aportan datos sobre características de los migrantes, salvo su edad (año de nacimiento), sexo o su origen y su destino. Si bien, esta falta de datos acerca de algunas características personales de los migrantes no es exclusiva del Estado español. En efecto, los institutos oficiales de estadística no acostumbran incorporar en sus encuestas preguntas que afecten a aspectos personales cuando resulta difícil, o imposible, que sean anónimos.

A disposición de los analistas, hay diferentes técnicas para la estimación o proyección de datos con estructura matricial –como la correspondiente a los flujos migratorios entre diferentes territorios–. En economía prevalece el algoritmo RAS (Norman, 1999) y (Wong, 1992); y utilizado en el ámbito de la demografía por (Cabrer *et al.*, 2009). Ahora bien, es preciso indicar que las aplicaciones del RAS son ampliamente conocidas, aunque adopte diferentes denominaciones (Lomax *et al.*, 2013), 274. La ejecución de rectificaciones proporcionales sobre una matriz, o incluso sobre un cubo, es la característica esencial de esta técnica iterativa, que podrán presentarse de distintas formas de acuerdo con la información disponible.

Los métodos de estimación de datos perdidos son múltiples: cadenas de Markov, modelos de interacción espacial, de maximización de la entropía, *iterative proportional fitting* (IPF), *relative state attraction*, etc., (Schoen y Jonsson, 2003). En esta línea, (Lomax *et al.*, 2013) consideran que la elección del IPF es preferido por muchos investigadores para la estimación de datos inexistentes en tablas migratorias de origen-destino. (Raymer, 2007) indica que los modelos log-lineal, gravitacionales, de interacción espacial, de maximización de entropía y el IPF son enfoques adecuados para la estimación de flujos migratorios, citando a (Willekens, 1980) y (Willekens, 1983) que demuestran la equivalencia de todas estas técnicas. Por su parte, (van Imhoff *et al.*, 1997) y (van Imhoff *et al.*, 1994) prefieren el IPF para modelar multidimensionalmente los flujos migratorios por edad y sexo para un conjunto de datos de Europa cuando existe una variedad de modelos estimados, al resultar mucho más rápido y sencillo.

En este artículo, se propone una variante del IPF para proyectar de los flujos migratorios anuales intra e inter-regionales en España, utilizando toda la información disponible y con la más que recomendable obligación de aprovecharla óptimamente. Lo que implicará enfocar el método IPF mediante rectificaciones de carácter triproporcional, motivadas por el número de restricciones (tres en concreto) y no por el formato de los datos, como viene siendo habitual. En relación a la explotación de las proyecciones obtenidas, se recurre a los coeficientes de Chenery y Watanabe y los de Streit para identificar las migraciones interiores de la población con estudios de tercer grado en el Estado español.

2. DESCRIPCIÓN DE LA METODOLOGÍA: EL IPF MIXTO

El IPF básico se emplea para formalizar ajustes o proyecciones matriciales en distintos ámbitos científicos, tanto en el formato simétrico –se entiende mismo número de filas que columnas– como en el rectangular. Se trata de un algoritmo en el que tienen lugar, de forma sucesiva, rectificaciones proporcionales por filas y columnas, sobre una matriz

base¹. Además, puede formularse bien como un programa de optimización matemática con restricciones de igualdad o bien como un proceso iterativo: algoritmo de escala.

En el ámbito de la demografía, el IPF básico se utiliza para efectuar proyecciones de matrices de flujos migratorios en formato cuadrado o rectangular. (Lomax, 2013), señala que el IPF es una técnica ampliamente utilizada en las investigaciones migratorias: (Nair, 1985), (Schoen y Jonsson, 2003), (Willekens *et al.*, 1981) y (Willekens, 1982). Sin embargo, es frecuente recurrir a extensiones, o variantes, de este método. Esto sucede, por ejemplo, cuando los datos se presentan en formato de cubo. De hecho, la disponibilidad de información –para el período de referencia o para el que se ejecutan las proyecciones– influirá en la adaptación del algoritmo. En otras ocasiones el IPF se emplea para realizar ajustes, con el objetivo de subsanar omisiones de datos: bien sean obligados o no. En este sentido, el problema de la eliminación de datos protegidos aconseja el uso de una variante del IPF, (Rees y Duke-Williams, 1997).

Además el IPF es un método ventajoso porque aporta soluciones de carácter convergente. Sin embargo, su aplicabilidad depende del conocimiento que se posea a priori de los márgenes –vectores suma por filas y columnas– de la matriz a proyectar o ajustar. Las extensiones de este método son múltiples y están condicionadas por el tipo y la cantidad de información disponible. Es más, se considera que todos los datos conocidos deben ser incorporados al proceso estimativo. Asimismo, la idea (fundamental) de repartos proporcionales estará presente de algún modo en las posibles variantes del IPF.

En relación a la proyección de flujos migratorios que se dan entre n territorios para un período t el IPF básico se puede expresar matricialmente por

$$\hat{M}(t) = RM(0)S, \quad [1]$$

en donde $\hat{M}(t)$ es la matriz cuadrada de orden n de flujos migratorios a estimar para el año t , $M(0)$ es la matriz de flujos migratorios del año de referencia –que puede ser

¹ El procedimiento IPF fue propuesto por primera vez por (Deming y Stephan, 1940). En (Birkin, 1987), (Norman, 1999), (Vejnarová, 2003) y (Založnik, 2011) se pueden encontrar de forma pormenorizada las descripciones de este procedimiento, su historia, su práctica y sus diversas utilidades.

anterior o posterior–; y por último, R y S son matrices diagonales de coeficientes de rectificación por filas y columnas, respectivamente.

El elemento genérico es el siguiente

$$\hat{m}_{ij}(t) = r_i m_{ij}(0) s_j, \quad \forall i, j = 1, 2, \dots, n \quad [2]$$

en donde $m_{ij}(0)$ son emigrantes que van del territorio i al territorio j en el año 0.

El esquema anterior se transformaría en un formato rectangular si los flujos migratorios se desagregan por niveles de formación, la desagregación también podría ser por otra tipología: edad, etnia, etc.

Por lo tanto, el IPF se plantearía como sigue

$$\hat{M}^F(t) = R M^F(0) S \quad [3]$$

Su elemento genérico puede expresarse por

$$\hat{m}_{ij/k}(t) = r_i m_{ij/k}(0) s_j, \quad \forall i, j = 1, 2, \dots, n; \quad \forall k = 1, 2, \dots, m \quad [4]$$

Si se desean proyectar matrices de flujos migratorios desagregadas por niveles formativos para aquellos años que no se poseen censos es preciso tomar como referencia dos censos, simbolizados por 0 y 10, dado que por lo general los censos se elaboran cada 10 años. Se considera fundamental contemplar este aspecto, sobre todo si existen rupturas metodológicas o distintas interpretaciones en el momento de clasificar ciertos flujos. Por lo tanto, se plantea una modificación de [4] para asegurar proyecciones consistentes:

$$\hat{m}_{ij/k}(t) = r_i \tilde{m}_{ij/k}(0/10) s_j = r_i [\alpha(t) m_{ij/k}(0) + \beta(t) m_{ij/k}(10)] s_j, \quad \alpha(t) + \beta(t) = 1 \quad [5]$$

Las celdas con valores nulos de las matrices base tienen que ser susceptibles de rectificación. La formulación del IPF es de carácter multiplicativo, por lo que es necesario introducir un mecanismo para favorecer la rectificación, de acuerdo con las restricciones.

Además, la estructura de los censos de referencia puede variar, y de hecho varía, por lo que también hay que facilitar la consistencia de la serie matricial a estimar, para el período entre los censos disponibles. Los valores de α y β se pueden seleccionar de

distintas formas, con la particularidad de que sumen 1. Se propone seguir una trayectoria cuasi-sigmoidal, para lograr los objetivos anteriormente descritos².

En relación a la información disponible para los distintos años, obtenida de la EVR, tiene su relevancia dado que se conocen las matrices $M(t)$, $t = 0, 1, 2, \dots, 10$. Esta información no concuerda con el planteamiento de [1] porque no se conocen las emigraciones de los distintos territorios por tipo formación –simbolizadas por $m_{i \cdot / k}$ –, aunque las inmigraciones de los territorios sí son conocidas, $m_{\cdot j}$. De forma matricial, los márgenes de $M^F(t)$ se expresan del siguiente modo: las emigraciones por nivel formativo mediante $\overline{m}^F(t)$, que es el vector suma por filas (de mn componentes), y las inmigraciones mediante $\underline{m}(t)$, que es el vector suma por columnas (de n componentes).

Lo cierto es que se posee una mayor información y ésta debe ser aprovechada de forma óptima. En efecto son conocidas, para cada año, n^2 celdas a partir de las cuáles se obtienen por mera suma $2n$ celdas más, que son las componentes de $\underline{m}(t)$ y $\overline{m}(t)$. En este caso, no se conoce el vector $\overline{m}^F(t)$, pero es posible estimarlo aprovechando las estructuras de los vectores $\overline{m}^F(0)$ y $\overline{m}^F(10)$; y por supuesto aprovechando también la restricción dada por el vector $\overline{m}(t)$. Así que este vector estimado (auxiliar) se simbolizará por $\widetilde{m}^F(t)$ y desempeñará una función complementaria en los procesos iterativos³.

Todo ello revela la necesidad de elaborar variantes del IPF para no desperdiciar información, aunque la complejidad de las proyecciones se incrementaría levemente. Así, se plantea la alternativa metodológica de carácter triproporcional: el IPF mixto, o

² Las funciones sigmoidales o tipo sigmide, tienen un comportamiento asintótico, una de las más utilizadas es la tangente hiperbólica, que se emplea habitualmente en estudios de redes neuronales, (Alippi y Storti-Gajani, 1991), (Zhang *et al.*, 1996), (Basterretxea *et al.*, 2004) o (Leboeuf *et al.*, 2008). En este contexto, las funciones que se necesitan no requieren la mencionada característica, simplemente tienen que tomar para el censo inicial $\alpha(0)=1$ y $\beta(0)=0$; y viceversa para el censo final, años para los que no se necesitan proyecciones.

³ Para cuantificar los distintos vectores $\widetilde{m}^F(t)$, a partir de $\overline{m}^F(0)$ y $\overline{m}^F(10)$, también se considera oportuno trabajar con funciones cuasi-sigmoidales. A estos efectos, se puede emplear el criterio utilizado en el proceso para asignar valores a los parámetros α y β .

combinado. Se trata de aplicar el IPF básico según los márgenes $\overline{m}^F(t)$ y $\underline{m}(t)$; y a continuación hacer un ajuste global de acuerdo con la matriz $M(t)$. Así, continuaría el proceso iterativo hasta lograr una solución convergente.

3. ANÁLISIS INPUT-OUTPUT DE LOS FLUJOS MIGRATORIOS INTRA E INTER-REGIONALES

Las estimaciones de los flujos migratorios mediante la variante del algoritmo IPF han servido para construir matrices anuales de movimientos poblacionales dentro del Estado español. A estas matrices de 19 columnas (comunidades y ciudades autónomas) y 19×5 filas (comunidades y ciudades autónomas por niveles educativos) se les pueden aplicar técnicas del análisis regional input-output como son los coeficientes de (Chenery y Watanabe, 1958) o los de (Streit, 1969). Esta metodología fue elaborada inicialmente para detectar las interdependencias existentes en un sistema económico y valorarlas cuantitativamente, con el fin de determinar las ramas productivas que podrían estimar más el desarrollo económico de otros sectores vinculados con ellas, estableciendo el concepto de eslabonamientos entre actividades. Adaptando esta metodología de contabilidad nacional a los flujos migratorios interiores es posible analizar las migraciones de la población con mayor nivel formativo entre las comunidades autónomas.

Partiendo de la propuesta de Chenery y Watanabe para clasificar las actividades económicas en función de la intensidad de sus vínculos hacia adelante y hacia atrás, es decir, relaciones que se producen cuando se desarrolla una actividad que obtiene productos que utilizarán otras ramas posteriores como inputs intermedios en su proceso productivo o actividades que, por su demanda de inputs intermedios, serían capaces de promover la aparición de otras actividades suministradoras de los mismos. El eslabonamiento hacia adelante, o efecto impulso, sería entendido aquí como la distribución de las emigraciones según los diferentes destinos regionales. Por su parte, el eslabonamiento hacia atrás, o efecto arrastre, cuantificaría la distribución de las inmigraciones entre las distintas regiones de origen.

En su formulación original, Chenery y Watanabe definían los coeficientes μ_j y ω_i como la proporción de inputs intermedios respecto a la producción de la rama j (columna) y la proporción del output de la rama i (fila) que se destina a utilizaciones intermedias respecto al total de los destinos de la misma. Desde el punto de vista de este trabajo, se identificarán los flujos migratorios inter-regionales de tercer grado estimados mediante el IPF mixto con las producciones y los destinos intermedios, y las producciones y los destinos totales con las inmigraciones y las emigraciones totales, (Cabrer *et al.*, 2009).

Chenery y Watanabe cuantificaron los eslabonamientos inter-industriales, eligiendo las actividades productivas cuyos efectos eran superiores a la media. De igual forma, puede ser medido el efecto de arrastre de los inmigrantes con estudios de tercer grado mediante la aplicación del siguiente índice:

$$\mu_j = \frac{\sum_{i=1}^I M3G_{ij}}{IN_j}, \quad [6]$$

donde $M3G_{ij}$ son las inmigraciones de tercer grado con origen en las diferentes regiones i y destino la región j ; IN_j es la suma de los inmigrantes de todos los niveles educativos que llegaron ese año a j .

El efecto impulso de los emigrantes de tercer grado es calculado mediante:

$$\omega_i = \frac{\sum_{j=1}^J M3G_{ij}}{EM_i}, \quad [7]$$

donde $M3G_{ij}$ serían las emigraciones de tercer grado con origen en i hacia las diferentes regiones j , siendo EM_i el total de los emigrantes de todos los niveles educativos con origen en i .

Estos coeficientes caracterizan las comunidades autónomas según la nomenclatura del Cuadro 1. La combinación de ambos coeficientes permite clasificar las comunidades autónomas teniendo en cuenta sus capacidades receptora y emisora de migrantes. La posición de la fila superior de la columna derecha hace referencia a los

valores de los coeficientes superiores a la media estatal representando las comunidades con gran capacidad de generar tensiones migratorias. Por la contra, en la fila inferior de la izquierda estarían caracterizadas las comunidades con menor dinamismo migratorio dentro del Estado. Las otras dos celdas representan a las comunidades con mayor poder de atracción y menor de expulsión, y viceversa.

Cuadro 1. Caracterización territorial según los efectos de arrastre e impulso de los migrantes

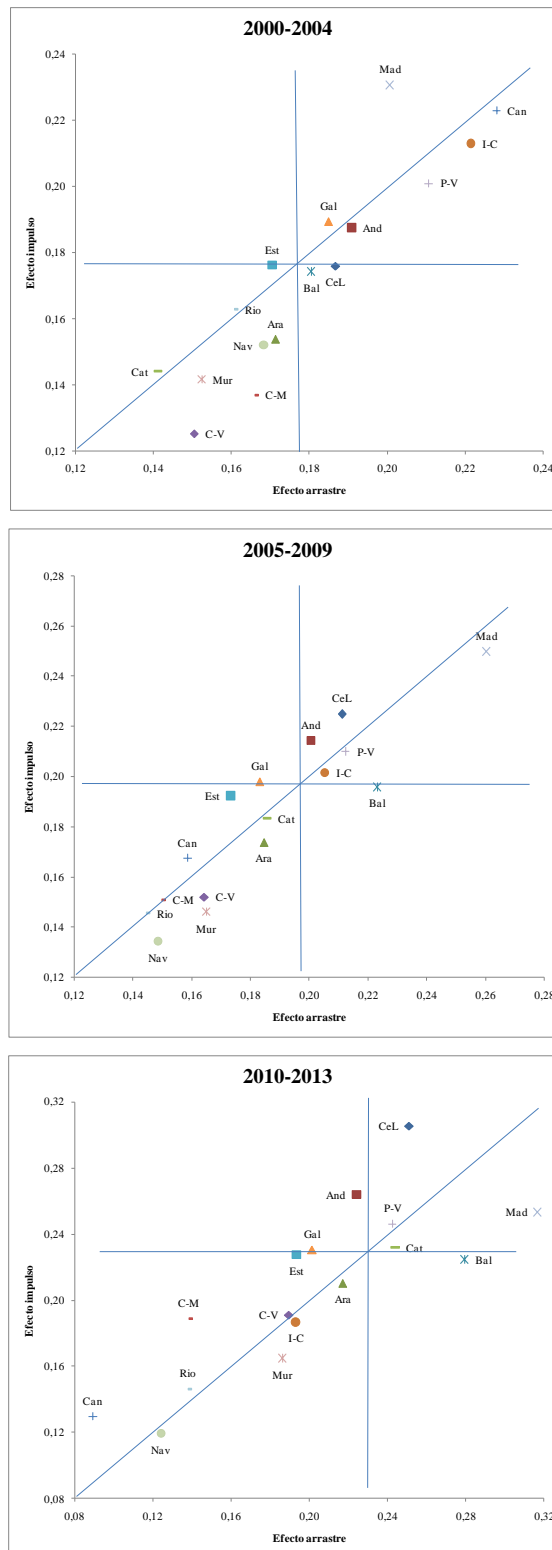
	$\mu_j < \bar{\mu}_j$	$\mu_j > \bar{\mu}_j$
$\omega_i > \bar{\omega}_i$	No receptora Si emisora	Si receptora Si emisora
$\omega_i < \bar{\omega}_i$	No receptora No emisora	Si receptora No emisora

Fuente: Elaboración propia a partir de (Chenery y Watanabe, 1958).

Los resultados obtenidos de los coeficientes anteriores deben ser analizados con cautela teniendo en cuenta las limitaciones de los mismos, al no poder ofrecer información completa, debido a que se trata de coeficientes directos y no totales. Además, están calculados sin ponderaciones, como coeficientes medios, con lo cual valores grandes de los mismos pueden no tener mucha importancia en el conjunto de las migraciones estatales. Comentar también que al tratarse de promedios no permite observar los vínculos bilaterales, ni el grado de concentración de los flujos migratorios. Podría ocurrir que regiones con valores iguales ejerzan distintas presiones migratorias dependiendo del grado de concentración de los flujos, en una única comunidad o en muchas.

Con el fin de sistematizar los resultados de los coeficientes anteriores fueron agrupados los catorce años en tres sub-períodos: 2000 a 2004, 2005 a 2009 y 2010 a 2013. Se calcularon para cada uno de los sub-períodos los dos índices según las formulaciones [6] y [7]. Los resultados aparecen en el Gráfico 1.

Gráfico 1. Efectos de arrastre e impulso de los inmigrantes y de los emigrantes



Fuente: Elaboración propia a partir de los censos 2001 y 2011 y de la EVR.

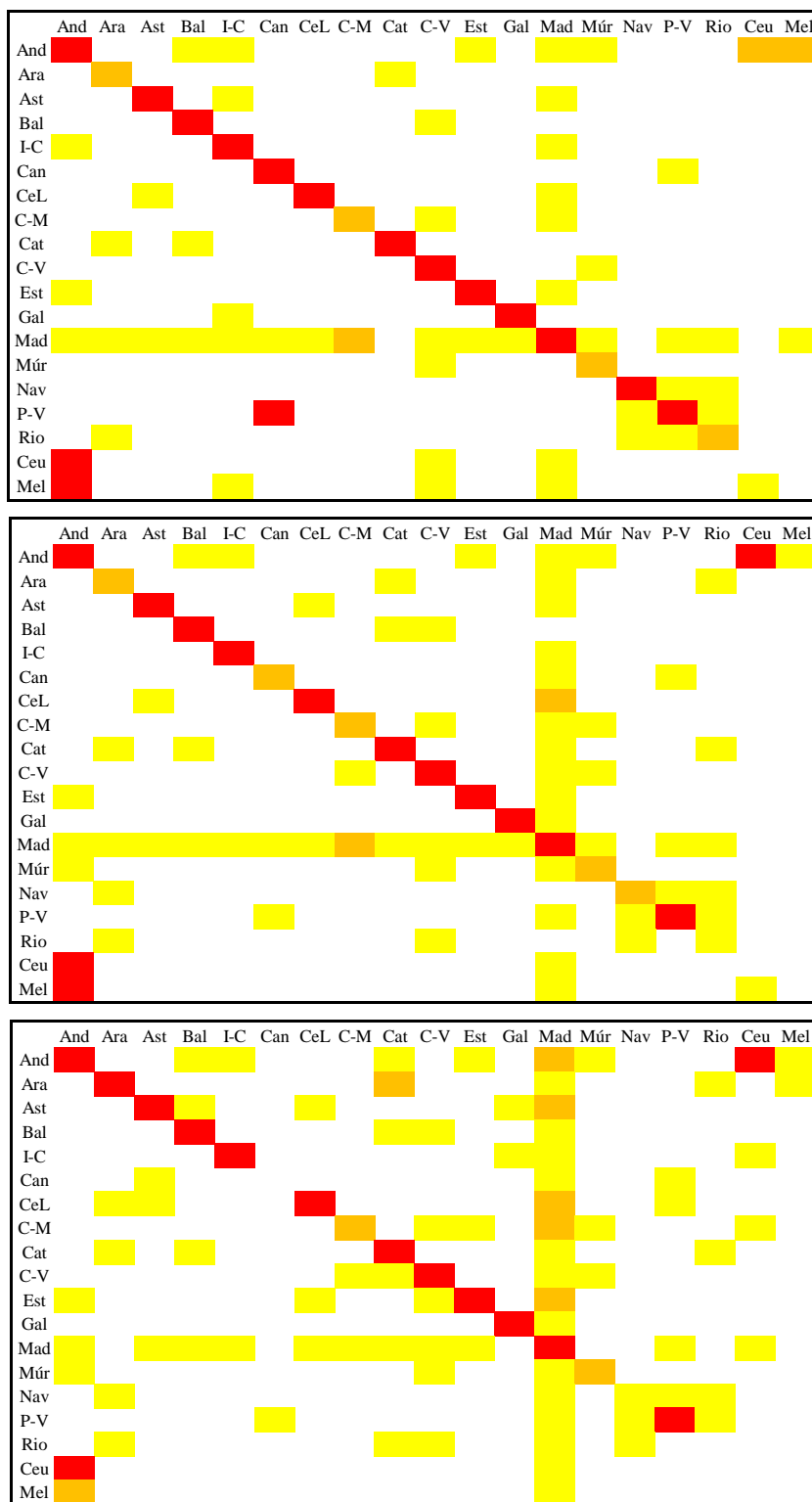
La primera conclusión que se puede extraer es la concentración de comunidades en dos cuadrantes, el segundo y el cuarto, esto es, comunidades receptoras y emisoras, en el primer caso y; comunidades que no serían ni receptoras, ni emisoras, en el segundo. A primera vista, este resultado parece bastante congruente con los obtenidos por otras investigaciones sobre migraciones interiores, a nivel general en el Estado español. Sin embargo, como ya se señaló anteriormente, conviene actuar con cautela y no llegar a conclusiones precipitadas, dadas las limitaciones señaladas y el sesgo que provoca calcular estos coeficientes sobre las inmigraciones y las emigraciones totales, y no en función de la población (Cabrer, 2003). Además se detecta una mayor variabilidad en los coeficientes de impulso que en los de arrastre, siendo los coeficientes de variación más de 3 veces superiores para el primer sub-período, casi el doble para el segundo y un 20 por ciento superior en el último, lo que estaría mostrando una mayor heterogeneidad en los eslabonamientos hacia adelante y, en consecuencia, la diversidad en la intensidades regionales para expulsar población con estudios de tercer grado.

Por lo tanto, resulta difícil sistematizar los vínculos de las migraciones de tercer grado dentro de España mediante los coeficientes anteriores, que por encima cuentan con grandes limitaciones para esquivar la distribución territorial de estos flujos y el grado de integración de los mismos, siendo preciso el empleo de otros indicadores, como los propuestos por Streit y definidos a continuación:

$$ST_{ij} = \frac{1}{4} \left(\frac{M3G_{ij}}{EM_i} + \frac{M3G_{ij}}{IN_j} + \frac{M3G_{ij}}{EM_j} + \frac{M3G_{ij}}{IN_i} \right), \quad [8]$$

Los coeficientes permiten identificar el grado de relación entre dos regiones, o entre una y el resto, caracterizando grupos de territorios cuyas emigraciones benefician a otros grupos. En la expresión [8] se cuantifican los vínculos entre las regiones i y j en términos de la media aritmética de las cuatro ligazones migratorias posibles, donde EM e IN representan respectivamente a los emigrantes y a los inmigrantes totales de la región. De esta manera, se puede normalizar la intensidad de las relaciones bilaterales en función de la magnitud de estos coeficientes, elaborando tres tablas, una para cada sub-período de la serie. Así, en ellas se representa en rojo las relaciones más fuertes por

Cuadro 2. Vínculos bilaterales de los períodos 2000-04, 2005-09 y 2010-13



Fuente: Elaboración propia a partir de los censos 2001 y 2011 y de la EVR.

encima del valor 0,07; en color naranja las relaciones con un grado de intensidad intermedio con valores comprendidos entre 0,03 y 0,07; y por último en amarillo relaciones de menor intensidad, pero con valores por encima de 0,01.

Del análisis del Cuadro 2, se observa la intensidad de las migraciones intra-regionales representadas en la diagonal principal por los colores más intensos, así como las cruces con centro en Madrid, si bien más difuminada para el primer sub-período donde aún no comenzara la actual crisis económica. Por otra parte, la proximidad geográfica parece ser una de las variables relevantes apareciendo pares o grupos de comunidades limítrofes con fuertes vínculos migratorios.

Los índices anteriores cuentan con un coeficiente sintético para cada región definido como:

$$ST_i = \sum_{j=1}^J ST_{ij} \quad [9]$$

Este índice identifica el grado de interdependencia migratoria, permitiendo clasificar las comunidades según su capacidad para generar tensiones migratorias bidireccionales en el global estatal. La Tabla 1 resume estos índices para los tres sub-períodos estudiados ordenados de mayor a menor. Se observa una estructura bastante estable donde las comunidades con mayor población ocupan los primeros lugares. La estabilidad temporal de los índices también se puede cuantificar a través del coeficiente de correlación ordinal de Spearman que para el sub-período 2000-04 con respecto al siguiente es de 0,91; para los dos períodos extremos es de 0,80 y para los dos últimos períodos es de 0,95.

Tabla 1. Indicadores de Streit de los migrantes con estudios de 3^{er} grado

2000-2004		2005-2009		2010-2013	
Madrid	0,4055	Madrid	0,4088	Andalucía	0,4928
Andalucía	0,3141	Andalucía	0,3700	Madrid	0,3708
País Vasco	0,2335	Cataluña	0,2618	Cataluña	0,3181
Canarias	0,2130	Castilla y León	0,2393	Castilla y León	0,3171
Cataluña	0,2046	País Vasco	0,2274	País Vasco	0,2521
Galicia	0,2024	Canarias	0,2092	Asturias	0,2440
Castilla y León	0,1982	Galicia	0,1949	C. Valenciana	0,2385
Cantabria	0,1861	C. Valenciana	0,1902	Galicia	0,2199
Asturias	0,1558	Asturias	0,1788	Baleares	0,1990
C. Valenciana	0,1495	Baleares	0,1706	Canarias	0,1902
Baleares	0,1462	Aragón	0,1556	Aragón	0,1898
Extremadura	0,1461	Extremadura	0,1508	Castilla-La Mancha	0,1799
Aragón	0,1347	Castilla-La Mancha	0,1383	Extremadura	0,1791
Navarra	0,1320	Cantabria	0,1315	Murcia	0,1290
Castilla-La Mancha	0,1216	Murcia	0,1189	Navarra	0,0998
Murcia	0,1177	Navarra	0,1132	Cantabria	0,0874
La Rioja	0,1061	La Rioja	0,0928	La Rioja	0,0872

Fuente: Elaboración propia a partir de los censos 2001 y 2011 y la EVR.

Por lo tanto, la estructura se mantiene mucho más estable cuanto menor es la distancia de los períodos analizados, a pesar de haberse producido una inflexión en los movimientos migratorios al final del segundo sub-período analizado producida por el inicio de la crisis económica.

4. CONCLUSIONES

Se considera que la principal contribución de este artículo ha sido la presentación de una extensión triproporcional del IPF para proyectar matrices de flujos migratorios, propuesta metodológica que se caracteriza por emplear óptimamente toda la información disponible al respecto. A efectos prácticos, se estimaron las matrices relativas a los flujos migratorios intra e inter-regionales de España, clasificados por grados de estudio para los años que transcurren desde el 2000 al 2013, enlazando los censos de 2001 y 2011 que contenían información sobre estos movimientos, a diferencia de las encuestas migratorias oficiales (EVR y EM) que no desagregan los flujos migratorios anuales por características personales, excepto grupos de edad y sexo.

Las estimaciones obtenidas permiten realizar un análisis multivariante de las migraciones interiores de la población con estudios de tercer grado. El análisis demográfico clásico cuenta con indicadores y coeficientes de síntesis que permiten

estudiar temporal y geográficamente los movimientos migratorios, aunque desde un enfoque univariante, esto es, considerando solamente una unidad territorial y sus migraciones de forma aislada. Sin embargo, el propio fenómeno migratorio presenta múltiples actores y relaciones como los que aparecen en la matriz de flujos migratorios estimada. La metodología input-output, tradicionalmente empleada en el ámbito de contabilidad nacional, permite una visión de conjunto de las migraciones interiores clasificadas por grados de estudio. En este trabajo fueron utilizados los coeficientes de Chenery y Watanabe y los de Streit para identificar las migraciones interiores de la población con estudios de tercer grado en el Estado español.

Los resultados obtenidos favorecen una visión más amplia de las relaciones entre comunidades, en lo que se refiere a este tipo de migraciones y a detectar aquellas capaces de crear mayores tensiones de movilidad. Además de todo esto, se ha constatado que resultan congruentes con los recogidos en la literatura sobre la materia que no tendría en cuenta el nivel de formación de la población.

5. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALIPPI, C. y STORTI-GAJANI, G. (1991). "Simple approximation of sigmoidal functions: Realistic design of digital neural networks capable of learning". *IEEE International Symposium on Circuits and Systems*, pp. 1505-1508.
- BASTERRETXEA, K., TARELA, J.M. y DEL CAMPO, I. (2004). "Approximation of sigmoid function and the derivative for hardware implementation of artificial neurons". *IEE Proceedings-Circuits, Devices and Systems*, 151(1), pp. 18-24.
- BIRKIN, M. (1987). Iterative proportional fitting (IPF): Theory, method, and examples. *Computer Manual, School of Geography, University of Leeds*, 26.
- CABRER, B., SERRANO, G. y SIMARRO, R. (2009). "Flujos migratorios y movilidad del capital humano". *Investigaciones Regionales*, (16), pp. 5-42.
- CHENERY, H. y WATANABE, T. (1958). "International comparisons of the structure of production". *Econometrica*, 26(4), pp. 487-521.

- DEMING, W.E. y STEPHAN, F.F. (1940). "On a least squares adjustment of a sampled frequency table when the expected marginal totals are known". *The Annals of Mathematical Statistics*, 11(4), pp. 427-444.
- GIL, L.A. y JIMENO, J. (1993). "The determinants of labour mobility in Spain: Who are the migrants?" *FEDEA. Documento de Trabajo*, 9305
- LEBOEUF, K., NAMIN, A.H., MUSCEDERE, R., WU, H. y AHMADI, M. (2008). High speed VLSI implementation of the hyperbolic tangent sigmoid function. *Convergence and Hybrid Information Technology. ICCIT'08. Third International Conference, 1*, pp. 1070-1073.
- LOMAX, N. (2013). *Internal and cross-border migration in the United Kingdom: Harmonising, estimating and analysing a decade of flow data*. PhD. thesis, University of Leeds.
- LOMAX, N., NORMAN, P., REES, P. y STILLWELL, J. (2013). "Subnational migration in the United Kingdom: Producing a consistent time series using a combination of available data and estimates". *Journal of Population Research*, 30(3), pp. 265-288.
- NAIR, P.S. (1985). "Estimation of period-specific gross migration flows from limited data: Bi-proportional adjustment approach". *Demography*, 22(1), pp. 133-142.
- NORMAN, P. (1999). "Putting iterative proportional fitting on the researcher's desk". *Working Paper 99/3*, School of Geography, University of Leeds, pp. 1-37.
- RAYMER, J. (2007). "The estimation of international migration flows: A general technique focused on the origin-destination association structure". *Environment and Planning A*, 39(4), pp. 985-995.
- REES, P. y DUKE-WILLIAMS, O. (1997). "Methods for estimating missing data on migrants in the 1991 British census". *International Journal of Population Geography*, 3(4), pp. 323-368.
- SCHOEN, R. y JONSSON, S.H. (2003). "Estimating multistate transition rates from population distributions". *Demographic Research*, 9(1), pp.1-24.
- SERRANO, L. (1998). "Capital humano y movilidad espacial del trabajo en la economía española". *Working Paper WP-EC 98-06 IVIE*, pp. 1-32.

- STREIT, M.E. (1969). "Spatial associations and economic linkages between industries". *Journal of Regional Science*, 9(2), pp. 177-188.
- VAN IMHOFF, E., VAN DER GAAG, N., VAN WISSEN, L. y REES, P. (1997). "The selection of internal migration models for European regions". *International Journal of Population Geography*, 3(2), pp. 137-159.
- VAN IMHOFF, E., VAN WISSEN, L. y SPIESS, K. (1994). *Regional population projections in the countries of the European Economic Area*. Amsterdam/Lisse: Swets and Zeitlinger. NIDI/CBGS Publications, 31.
- VEJNAROVÁ, J. (2003). Design of iterative proportional fitting procedure for possibility distributions. *ISIPTA 03*, pp. 577-592.
- WILLEKENS, F.J. (1980). "Entropy, multiproportional adjustment and the analysis of contingency tables". *Systemi Urbani*, 2(3), pp. 171-201.
- WILLEKENS, F.J. (1982). *Multidimensional population analysis with incomplete data*, Academic Press.
- WILLEKENS, F.J. (1983). "Log-linear modelling of spatial interaction". *Papers in Regional Science Association*, 52(1), pp. 187-205.
- WILLEKENS, F.J., POR, A. y RAQUILLET, R. (1981). Entropy, multiproportional, and quadratic techniques for inferring patterns of migration from aggregate data. *IIASA Reports. A Journal of International Applied Systems Analysis*, 4.
- WONG, D. (1992). "The reliability of using the iterative proportional fitting procedure". *The Professional Geographer*, 44(3), pp. 340-348.
- ZALOŽNIK, M. (2011). *Iterative proportional fitting: Theoretical synthesis and practical limitations*. PhD. thesis, University of Liverpool.
- ZHANG, M., VASSILIADIS, S. y DELGADO-FRIAS, J.G. (1996). "Sigmoid generators for neural computing using piecewise approximations". *IEEE Transactions on Computers*, 45(9), pp. 1045-1049.