

Elías Melchor-Ferrer*
Antonio Mihi-Ramírez*
Jesús Arteaga-Ortiz**

MIGRACIONES Y CONVERGENCIA ESPACIAL DE LA PRODUCTIVIDAD EN EUROPA

Este artículo analiza el proceso de convergencia en Europa desde la perspectiva del crecimiento de la productividad y el impacto de los trabajadores inmigrantes. Para ello se hace uso de un análisis de datos de panel en nueve países europeos para el período 2000 a 2016. Los resultados de este estudio muestran que la interacción entre los países analizados genera sinergias que han permitido el crecimiento de la productividad en todos ellos. Asimismo, se observa que el uso de mano de obra extranjera de un país está relacionado directamente con el crecimiento de la productividad en esa misma nación y, a su vez, ello afecta a la productividad de los países vecinos, aunque en este caso el impacto es pequeño.

Palabras clave: crecimiento de la productividad, trabajadores inmigrantes, proceso de convergencia europeo, datos de panel, integración económica.

Clasificación JEL: D24, F22, J61.

1. Introducción

El crecimiento económico es una cuestión de especial relevancia que lleva estudiándose desde hace décadas (Fingleton y López Bazo, 2006). Diversas contribuciones han remarcado el papel de los factores que permiten un crecimiento económico a lo largo del tiempo entre países y regiones cercanas (Ertur

y Koch, 2007; Ezcurra y Rios, 2015). En estos trabajos se suelen analizar distintas economías como regiones aisladas que no cambian con el paso del tiempo, excluyéndose las posibles interacciones que se producen entre ellas. No obstante, existen evidencias que sugieren que el crecimiento de estos países o regiones económicas no es ni tan independiente ni tan estable en el tiempo como se pensaba, y que la interacción entre los mismos es mucho mayor y tiene más relevancia (Fingleton y López-Bazo, 2006; Kubis y Schneider, 2012; Ertur y Koch, 2007; Mihi-Ramírez, *et al.*, 2014; Ezcurra y Rios, 2015; Mihi-Ramírez *et al.*, 2016; Naveed y Ahmad, 2014; Peri, 2016).

* Departamento de Economía Internacional y de España. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad de Granada.

** Departamento de Economía y Dirección de Empresas. Facultad de Economía, Empresa y Turismo. Las Palmas de Gran Canaria.

El problema al analizar el crecimiento económico es que los análisis empíricos suelen ignorar la influencia que tiene la localización espacial en el proceso de crecimiento, lo que puede haber conducido a resultados sesgados y, por lo tanto, a conclusiones engañosas (Fingleton y López-Bazo, 2006; Naveed y Ahmad, 2014). En otras palabras, si asumimos que las personas y las empresas son heterogéneas y siempre interactúan entre sí, el hecho de que a menudo se encuentren en regiones diferentes hará que las regiones sean heterogéneas e interdependientes, estableciéndose flujos de intercambio de factores económicos y de trabajo que deben ser analizados.

Por ello, este trabajo tiene por objeto el estudio de uno de los principales motivos del crecimiento económico, la productividad (Peri, 2016), y su mayor o menor impacto sobre la convergencia en la Unión Europea. Este tipo de estudios se encuentra en línea con el notable desarrollo que en los últimos años ha tenido la econometría espacial, que ha permitido incorporar nuevos componentes en los modelos de crecimiento. Además, en los últimos años hemos asistido a una intensificación de los flujos migratorios que han incrementado la población extranjera, ya de por sí numerosa en algunos países europeos. Todo lo cual nos ha llevado a plantearnos si esta variable también influye en la convergencia de la productividad en el grupo de países europeos más relevantes y competitivos, compuesto por: Alemania, Austria, España, Finlandia, Francia, Holanda, Italia, Reino Unido y Suecia (UE9).

Para ello hemos utilizado el modelo espacial de Durbin con datos de panel y efectos fijos (tanto temporales como espaciales), en el que la variable dependiente es el crecimiento de la productividad en un período de cinco años expresado en tasa anual, y las variables independientes son esa misma productividad en el año inicial, así como la participación del empleo extranjero en la población en edad de trabajar.

Este artículo se estructura de la siguiente forma: en primer lugar, se revisan las aportaciones relevantes a la literatura sobre las migraciones, el crecimiento

económico y la productividad. A continuación, se desarrolla el análisis empírico y se analizan los resultados obtenidos. Finalmente, se exponen las conclusiones principales de este trabajo de investigación.

2. Migraciones, productividad y crecimiento: una revisión de la literatura

Bernat (1996) y Rey y Montouri (1999) fueron los primeros en incluir específicamente los efectos espaciales a la hora de analizar el crecimiento económico. Estos primeros trabajos permitieron el desarrollo de una serie de estudios que incluyen explícitamente los efectos espaciales en el análisis del crecimiento. Estos trabajos se han centrado especialmente en la llamada ecuación de convergencia (Baumol, 1986), y también en medir el crecimiento de la productividad laboral y sus efectos sobre el producto interior bruto, PIB (Fingleton y McCombie, 1998; León-Ledesma, 2000).

Son varios los trabajos que señalan que la diferencia entre la riqueza de las regiones se debe principalmente a la disparidad de la productividad (León-Ledesma, 2000). Por ejemplo, Crettez *et al.* (1998) mostraron que la única manera de igualar los niveles de vida entre los países es permitir la migración laboral. La movilidad del capital se debe a las diferencias en las tasas de interés y la movilidad laboral ocurre por las diferencias en los niveles de vida. De acuerdo con estos autores la movilidad del capital conducirá a la igualdad de los tipos de interés en el corto plazo, lo que implica el ajuste de los salarios, pero solo la movilidad laboral da lugar al ajuste de los salarios y del bienestar de los trabajadores en el largo plazo, lo que también tendría un impacto positivo a largo plazo en la productividad.

Asimismo, Glaeser y Mare (2001) confirmaron una mayor productividad en las zonas urbanas de ciudades de Brasil, India y China, donde se concentra un mayor *stock* de trabajadores inmigrantes.

Chauvin *et al.* (2016) encontraron que los salarios de las áreas urbanas son un 45 por 100 más altos que los de las áreas rurales en China, un 122 por 100

mayores en India, y un 176 por 100 más alto en Brasil. Además, en las regiones con ganancias superiores se encontró que la productividad era un 170 por 100 mayor que en las áreas con menores ingresos.

Glaeser y Xiong (2017) alcanzaron también esta conclusión al comparar la productividad de los países africanos. Estos autores encontraron diferencias en la productividad, aproximadamente un 30 por 100 mayor para las ciudades con mayor crecimiento económico.

Al respecto, la teoría de la migración económica neoclásica sostiene que las diferencias en los ingresos entre los diferentes países y regiones hacen que las personas se desplacen de un país de bajos salarios a un país de salarios más altos (Massey *et al.*, 1993). De esta manera, podemos decir que los flujos migratorios están en gran parte influenciados por el nivel de ingresos y por los mecanismos del mercado laboral, lo que condiciona la productividad (Massey, 2005). Es más, a menudo los determinantes económicos de la migración se dividen en dos grupos: los relacionados con el mercado de trabajo y los relacionados con la productividad. Los indicadores de productividad son tan importantes como los del mercado de trabajo, y se relacionan con el crecimiento del PIB y del PIB per cápita (Zimmermann, 1995).

Otros estudios se centran en los efectos de los flujos migratorios, destacando la existencia de algunos efectos positivos (por ejemplo, el aumento de la demanda de productos agrícolas, el comercio de materias primas o de las remesas), pero en general enfatizan las consecuencias negativas, como que la productividad y la riqueza en origen tienen una tendencia a disminuir a medida que aumenta la emigración en el país de origen (De Haas, 2010), aumentando las desigualdades (Potter *et al.*, 1999).

Para Kangasniemi *et al.* (2013, 2) la migración puede tener un impacto en el crecimiento económico de diversas formas:

- Puede cambiar la demografía del mercado de trabajo, afectando a las tasas de participación, de actividad y de empleo.

- Los inmigrantes pueden llegar a ser más productivos que los nativos, especialmente si existe una política de inmigración selectiva.

- Una mano de obra con baja cualificación puede contribuir a la expansión de actividades tradicionalmente ligadas a un bajo valor agregado, lo que puede afectar negativamente a la productividad y al crecimiento de la industria.

- Los inmigrantes pueden tener habilidades que son escasas en la población nativa y estas habilidades pueden complementar las habilidades nativas en la producción o influir en la adopción de tecnología.

- Los inmigrantes pueden influir en el crecimiento de la productividad total de los factores a través de su contribución a la innovación.

El trabajo de estos autores lleva a cabo una revisión empírica para el caso de España y Reino Unido, confirmando que el empleo del trabajo inmigrante presenta patrones diferentes en estos países, y, en cierta medida, está relacionado con las diferencias de productividad de ambas economías. Asimismo, para el caso de España, confirmaron también que el empleo de mano de obra inmigrante tuvo un profundo impacto en la demografía laboral española, rejuveneciendo la fuerza laboral y aumentando las tasas de actividad, lo que contribuyó al crecimiento del PIB per cápita (Kangasniemi *et al.*, 2013).

De acuerdo con Peri (2016), en los trabajos sobre productividad y migración de los años ochenta y noventa el único efecto previsto del aumento de la inmigración era el aumento de la oferta de mano de obra local a corto plazo, lo cual conducía a reducir los salarios de los trabajadores nativos. Sin embargo, estudios más recientes han demostrado que este enfoque era demasiado restringido, y por ello ahora también se tiene en cuenta que los flujos migratorios pueden afectar a la variedad y composición de la oferta de empleo y a la productividad total de los factores a nivel local, regional, nacional e internacional.

La consideración del espacio como elemento que incide en el crecimiento económico viene ganando

relevancia a lo largo de las últimas dos décadas gracias a crecientes evidencias empíricas, especialmente en materia de capital, tanto físico como humano y tecnológico (Fingleton y López-Bazo, 2006; Naveed y Ahmad, 2014; Kubis y Schneider, 2012; Ertur y Koch, 2007; Ezcurra y Rios, 2015). La intensificación del proceso de construcción en Europa ha estimulado una prolífica literatura que aborda la convergencia en términos de renta por habitante (Le Gallo y Kamarianakis, 2011a), así como el papel que juegan los diferenciales de productividad en la persistencia de esas disparidades (Esteban, 1994).

Todos estos estudios han incluido en las especificaciones de sus modelos el componente espacial (Fingleton y López-Bazo, 2006; Rey y Montouri, 1999), demostrando su relevancia a la hora de analizar el comportamiento de la actividad económica en distintas regiones, y beneficiándose del importante desarrollo que en los últimos años ha tenido la econometría espacial (Elhorst, 2014). En este campo habría que destacar especialmente las contribuciones de Anselin (1988, 1995), LeSage (2008) y Arbia (2006), entre otros.

3. Metodología

La literatura sobre econometría espacial ha mostrado a lo largo de los últimos años un creciente interés por la especificación de modelos basados en datos de panel. Este interés puede explicarse por la creciente disponibilidad de series estadísticas cada vez más largas para datos de conjuntos de unidades territoriales. Además, el manejo de datos de panel proporciona a los investigadores mayores posibilidades en cuanto a la modelización frente a la estimación de modelos transversales, *cross-section*, que fueron durante muchos años el centro de atención de los trabajos empíricos en este campo.

Especificación del modelo

El primer paso en el análisis de panel es determinar cuál es la forma funcional más adecuada para el

modelo, para lo que existen múltiples alternativas: con o sin efectos fijos, en el caso de que existan efectos fijos; si son de carácter espacial, temporal o combinados; y si incluyesen un componente espacial, habría que seleccionar de entre las múltiples especificaciones que plantea la literatura sobre econometría espacial. Para ello, con carácter previo, es necesario seleccionar la matriz de ponderaciones espaciales que mejor se adapta al análisis de la productividad en los países europeos.

Los modelos espaciales de datos de panel pueden adoptar formas muy diversas dependiendo de que el elemento espacial como componente explicativo se refiera a la variable explicada, a las explicativas, o al término de error, o a cualquier combinación de las mismas. El modelo general anidado (GNS, *General Nesting Spatial*, en sus siglas en inglés) para datos de panel sería el siguiente (Elhorst, 2014):

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \delta W Y_{it} \beta + W X_{it} \theta + \alpha_{it} + \mu_i + u_{it} \\ u_{it} &= \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad [1]$$

Donde: Y_{it} es el vector de la variable dependiente compuesto por las observaciones para cada unidad territorial y temporal; δ es el coeficiente espacial autorregresivo; W es la matriz de ponderaciones espaciales; X_{it} es la matriz de variables explicativas; β y θ son los vectores de los parámetros a estimar para las anteriores variables (sin ponderar y ponderadas, respectivamente); α_{it} indica los efectos temporales, fijos o aleatorios; μ_i es el vector de efectos espaciales, fijos o aleatorios; u_{it} es el término de error de las diferentes unidades; λ es el coeficiente de autocorrelación espacial; $W u_{it}$ es el vector que recoge los efectos de interacción espacial entre los términos de error de las diferentes unidades; y ε_{it} es el vector del término de error.

A partir de este modelo general podemos obtener otros, imponiendo restricciones sobre uno o más parámetros del anterior modelo. De entre ellos, destacan tres: *i)* el modelo de desfase espacial (o modelo espacial autorregresivo, SAR, en sus siglas en inglés), cuando $\lambda=0$ y $\theta=0$; *ii)* el modelo de error espacial, cuando $\delta=0$ y $\theta=0$;

y *iii*) el modelo espacial de Durbin, cuando $\lambda=0$ (SEM y SDM, para estos dos últimos en sus siglas en inglés).

Como se puede observar en la ecuación anterior, α_{it} y μ_i son coeficientes que permiten incorporar los efectos temporales y/o espaciales como efectos fijos o aleatorios (Elhorst, 2014). Aunque el modelo de efectos fijos suele ser la especificación más apropiada, solo a través del test de Hausman es posible comprobar si, en efecto, eso es así.

Selección de la matriz de ponderaciones espaciales

Esta matriz desempeña un papel fundamental en la modelización espacial, puesto que establece las relaciones de vecindad entre las diferentes unidades territoriales consideradas (Anselin, 2003) y, por tanto, indica hasta qué punto y con qué intensidad se producen los desbordamientos espaciales.

La correcta especificación de los elementos de la matriz de ponderaciones espaciales, w_{ij} (que refleja la «influencia espacial» de la unidad j sobre la unidad i), es una de las cuestiones metodológicas más controvertidas en la literatura sobre econometría espacial (Gibbons y Overman, 2012). Dado que las conclusiones obtenidas van a depender en gran medida de la especificación que se haga de la matriz W , ha de tenerse especial cuidado a la hora de justificar su elección (Leenders, 2002) al objeto de evitar posibles correlaciones espurias.

En nuestro caso, hemos considerado un conjunto de matrices habitualmente utilizadas en los análisis empíricos espaciales y que se basan en la distancia geográfica entre los territorios de la muestra, dato que es estrictamente exógeno (Ezcurra y Rios, 2015). Dichas matrices son las siguientes¹: *i*) las que se basan en la proximidad

a los k vecinos más próximos (en nuestro caso: $k=2, 3, \dots, 8$), calculado a partir de la distancia entre los centroides de los países (Le Gallo y Ertur, 2003); y *ii*) matrices que consideran la inversa de la distancia con un factor de desintegración (también llamado de fricción), en las que, imitando un modelo gravitacional, la interacción espacial es inversamente proporcional a la distancia entre dos unidades territoriales. De este modo, los elementos de la matriz distintos a la diagonal principal se definen como $w_{ij} = 1/d_{ij}^\alpha$, con $\alpha = 1,0, 1,5, \dots, 2,50$ y $3,0$ (Elhorst *et al.*, 2013), donde d_{ij} hace referencia a la distancia entre las regiones i y j , y α es el parámetro de desintegración (Vega y Elhorst, 2013). En cualquiera de los casos, se han normalizado las ponderaciones espaciales (es decir, transformarlas para que la suma de cada fila sea igual a 1) al objeto de eliminar el impacto de los factores de escala.

La diversidad de matrices de pesos espaciales exige un criterio para seleccionar aquella que mejor se ajuste al modelo a estimar, y que consiste en comprobar la sensibilidad de las estimaciones del modelo ante cambios en la matriz de ponderaciones (Gibbons y Overman, 2012). Se considera que el ajuste es mejor cuanto mayor sea la ratio de log-verosimilitud o cuanto menor sea la varianza residual (Elhorst *et al.*, 2013). El modelo de partida a estimar para la selección de matriz de ponderaciones es un SDM con efectos fijos tanto temporales como espaciales, cuya significación será contrastada en el subapartado siguiente.

Una vez realizadas las estimaciones (Cuadro 1), se puede comprobar cómo la matriz de ponderaciones que considera los tres vecinos más próximos es la que maximiza el logaritmo de verosimilitud y es la que presenta menor varianza de los residuos. Este resultado es coherente con la utilización de países como unidades NUT-1 en un conjunto de nueve; probablemente, si se hubiesen utilizado regiones NUT-2 o NUT-3 las estimaciones habrían apuntado hacia matrices con un mayor número de vecinos.

¹ Hemos excluido las matrices basadas en la contigüidad (donde w_{ij} toma el valor 1 si dos unidades comparten una frontera común y 0 en caso contrario) dado que la ausencia de contigüidad territorial del Reino Unido y de los países escandinavos se traduciría en la no consideración de interacciones espaciales con el resto de países de la muestra. De igual modo, no se han utilizado matrices basadas en distancias lineales (euclídeas) entre las unidades territoriales, a pesar de la tendencia a su uso en estudios de convergencia espacial (Valdivia López *et al.*, 2010), ya que

ello supondría no tener en cuenta los efectos espaciales asociados a las infraestructuras y el relieve.

CUADRO 1
TEST PARA LA SELECCIÓN DE LA MATRIZ DE PONDERACIONES ESPACIALES

Matriz de ponderación	R2	Logaritmo de verosimilitud	Varianza residual
2 vecinos más próximos	0,823	316,585	1,98E-04
3 vecinos más próximos	0,887	333,199	1,27E-04
4 vecinos más próximos	0,852	322,870	1,64E-04
5 vecinos más próximos	0,874	332,558	1,40E-04
6 vecinos más próximos	0,828	319,277	1,92E-04
7 vecinos más próximos	0,847	320,658	1,66E-04
8 vecinos más próximos	0,844	322,739	1,73E-04
Inversa de la distancia ($1/d_j^\alpha$, $\alpha=1.00$).....	0,868	328,277	1,47E-04
Inversa de la distancia ($1/d_j^\alpha$, $\alpha=1.50$).....	0,857	325,959	1,61E-4
Inversa de la distancia ($1/d_j^\alpha$, $\alpha=2.00$).....	0,852	325,151	1,66E-04
Inversa de la distancia ($1/d_j^\alpha$, $\alpha=2.50$).....	0,849	324,704	1,69E-04
Inversa de la distancia ($1/d_j^\alpha$, $\alpha=3.00$).....	0,848	324,324	1,71E-04

FUENTE: Elaboración propia.

Aunque el coeficiente de determinación R^2 no es un indicador fiable cuando la estimación se basa en la máxima verosimilitud, en nuestro caso, también la matriz de tres vecinos más próximos presenta el máximo valor para dicho coeficiente. Por todo ello, en lo sucesivo haremos uso de esta matriz de ponderaciones espaciales.

Selección del modelo a estimar

Tras determinar la matriz de ponderaciones espaciales que mejor se adapta al crecimiento de la productividad en UE9, el siguiente paso es determinar la forma funcional más apropiada para el modelo. Para ello, comenzaremos analizando el carácter significativo de los efectos fijos, tanto espaciales como temporales, mediante la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la Ecuación 2 considerando cada

uno de esos efectos por separado, así como ambos conjuntamente. Tras la misma, prestamos atención al test de la ratio de log-verosimilitud en el que se compara el modelo con ambos efectos respecto al mismo modelo, pero considerando un único efecto fijo, bien sea espacial o temporal. En ambos casos, en el Cuadro 2 puede comprobarse que sus respectivas ratios son significativas al 1 por 100, lo que supone el rechazo a la hipótesis nula de que la consideración conjunta de ambos efectos es insignificante y, por tanto, la conveniencia de su introducción en nuestro modelo.

Una vez que se ha observado la presencia significativa de efectos espaciales, la estimación por MCO es poco fiable, de ahí que debamos determinar qué parte de la autocorrelación espacial afecta a la variable independiente, al término de error o a ambos. Es decir, si el modelo más apropiado es SAR, SEM o SDM. Dado que el modelo SDM puede ser simplificado en

CUADRO 2

TEST DE ESPECIFICACIÓN DEL MODELO: RATIO DE LOG-VEROSIMILITUD

Ratio de modelo MCO con ambos efectos frente a solo espaciales	122,291***
Ratio de modelo MCO con ambos efectos frente a solo temporales	55,106***
Ratio de modelo SDM frente a modelo SAR	17,908***
Ratio de modelo SDM frente a modelo SEM.....	11,109***

NOTA: Significación estadística: * al 10 por 100, ** al 5 por 100, *** al 1 por 100.

FUENTE: Elaboración propia.

los modelos SAR o SEM, realizaremos el mismo test que en el caso anterior para determinar cuál es la forma funcional más adecuada. De nuevo, en ambos casos la ratio de log-verosimilitud es significativa al 1 por 100, lo que indica un mejor ajuste del modelo SDM frente a estos dos últimos. Como consecuencia, los modelos de desfase espacial y de error espacial son desechados en favor del modelo espacial de Durbin, de modo que esta será la forma funcional del modelo que utilizaremos para el análisis del impacto de los trabajadores extranjeros en la convergencia de la productividad laboral en UE9, así como para el estudio de su impacto en dicho proceso.

El concepto de convergencia es ampliamente conocido en la literatura sobre crecimiento regional (Barro *et al.*, 1991) y puede referirse a la reducción en el largo plazo de la dispersión en una variable económica (p.ej. el PIB por habitante), o bien a la existencia de una relación inversa entre el crecimiento de una variable y su valor al inicio de un determinado período (ambas perspectivas conocidas como sigma o beta-convergencia, respectivamente). La reducción de las disparidades en términos de renta por habitante es justificada por el modelo neoclásico sobre la base del movimiento de factores productivos entre las regiones debido a sus diferentes precios relativos. Una situación como la descrita habría de traducirse en la consecución de un «estado estacionario» por parte de todos los territorios implicados; sin embargo, los análisis

empíricos demuestran que no siempre eso ocurre así. La necesidad de incorporar otras variables que puedan condicionar o influir en dicho proceso ha llevado a hablar de convergencia condicionada, frente a la absoluta (o no condicionada), comentada anteriormente.

Aunque la aplicación tradicional del concepto de convergencia se ha centrado en el PIB por habitante, también son numerosos los estudios que han fijado su atención en la productividad del trabajo, tanto a nivel nacional (Ramos *et al.*, 2010; Iacovone *et al.*, 2015; Maroto y Cuadrado-Roura, 2013) como internacional (Sánchez *et al.*, 2008; Escribá Pérez y Murgui García, 2013; Fiaschi *et al.*, 2011; Le Gallo y Kamarianakis, 2011b). No obstante, en ninguno de ellos se analiza la posible incidencia de la población inmigrante, probablemente como consecuencia de la insuficiencia de series nacionales homogéneas largas.

En nuestro caso, aplicaremos un modelo SDM de datos de panel con efectos fijos tanto espaciales como temporales para el estudio de la convergencia de la productividad del trabajo en UE9, y considerando la participación del empleo extranjero como factor condicionante de dicho proceso. Así pues, el modelo a estimar sería el siguiente:

$$\left(\frac{1}{5}\right) \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-5}}\right) = \alpha_{it} + \mu_i + \delta W \left(\frac{1}{5}\right) \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-5}}\right) + \beta_1 \ln(P_{it-5}) + \theta_1 W \ln(P_{it-5}) + \beta_2 \ln(X_{it-5}) + \theta_2 W \ln(X_{it-5}) + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

CUADRO 3
ESTIMACIÓN DEL MODELO. RESULTADOS

Productividad inicial – $\ln(P_{it-5})$	-0,237***
Empleo extranjero / población en edad de trabajar – $\ln(X_{it-5})$	0,046***
Productividad inicial de los países vecinos – $W \ln(P_{it-5})$	-0,317***
Empleo extranjero/población en edad de trabajar (vecinos) – $W \ln(X_{it-5})$	-0,027
Tasa de variación de la productividad de los vecinos – $(1/5) \ln (P_{it}/P_{it-5})$	-0,618***
R^2	0,887
R^2 corregido (sin la contribución de los efectos fijos).....	0,578
Varianza residual (σ_2).....	1,27E-04
Logaritmo de verosimilitud.....	333,199
Observaciones.....	108

NOTA: Significación estadística: * al 10 por 100, ** al 5 por 100, *** al 1 por 100.

FUENTE: **Elaboración propia.**

Siendo: P_{it} la productividad del factor trabajo del país i en el año t (o cinco años antes, si fuese $t-5$), expresada como el cociente del valor añadido bruto (expresado en millones de euros con base 2010) y el empleo. Por otro lado, X_{it-5} es la participación de los empleos extranjeros sobre la población en edad de trabajar de entre 15 y 64 años. De este modo, la variable dependiente $(1/5) \ln (P_{it}/P_{it-5})$ sería la tasa media anual acumulativa de la productividad del trabajo, mientras que las dependientes serían el valor de la productividad, así como la importancia relativa de los empleados extranjeros en el total de población en edad de trabajar, en ambos casos en el instante inicial del período de cinco años para el que es calculada la tasa acumulativa. Por ello, aunque la etapa a analizar va desde el año 2000 hasta 2016, la primera observación correspondería a los valores iniciales de 2000 y al crecimiento de la productividad observado en 2005. Como resultado de ello, dispondríamos de 12 ejercicios para nueve países, lo que daría lugar a una muestra de 108 observaciones.

4. Resultados empíricos obtenidos

La estimación del modelo planteado anteriormente permite constatar la existencia de un proceso de beta-convergencia para la productividad del trabajo en UE9, como así lo indica el signo negativo del coeficiente estimado de la productividad inicial (Cuadro 3), que es significativo al 1 por 100. En cuanto a la ratio de empleo extranjero, también es significativa, pero con signo contrario al de la productividad inicial, lo que indicaría una contribución positiva de dicha ratio al crecimiento de ésta. Esta contraposición de signos indica, de hecho, que el efecto convergencia se ve parcialmente compensado por el impacto positivo del empleo extranjero en el crecimiento de la productividad. No obstante, el valor de su coeficiente estimado es cinco veces inferior al de la productividad (0,046 y -0,237, respectivamente), por lo que se mantendría la convergencia.

Dado que los países más desarrollados suelen presentar los mayores niveles de productividad, es

comprensible que los trabajadores extranjeros (independientemente de su cualificación) tengan más incentivos a la hora de elegir dichos países como destino laboral. Además, dicho efecto se refuerza en la medida en que haya un grupo de países cercanos que presenten esa característica.

Si prestamos atención a las relaciones espaciales que se dan entre esas variables se constata que el valor de la productividad inicial en los países vecinos es significativo al 1 por 100 y toma un valor de $-0,317$, que supera ligeramente al parámetro estimado para la productividad sin tener en cuenta el efecto de los países vecinos. Este hecho indica que la consideración de las interacciones espaciales refuerza el proceso de convergencia, de forma que el crecimiento de la productividad de un país se acelera no únicamente cuando el mismo presenta inicialmente bajos niveles, sino también cuando los países vecinos comparten esos bajos niveles de productividad. Ya no es solo el hecho de que el movimiento de factores productivos hacia esos países se realice desde una perspectiva territorial por encima de las fronteras nacionales, sino que el mismo genera sinergias y desbordamientos espaciales que terminan impulsando el crecimiento de la productividad.

En cuanto a la ratio de empleo extranjero de los países vecinos, podemos observar que no tiene incidencia alguna en el crecimiento de la productividad en el propio país, lo cual podría *a priori* parecer lógico teniendo en cuenta que están desempeñando su actividad laboral en otros países. Sin embargo, el hecho de que el nivel de significación de esta ratio se sitúe en el 10,8 por 100 está indicando que existe una leve relación, lo cual podría explicarse sobre la base de que la ratio de empleo extranjero de una región tiene una relación directa con el crecimiento de productividad de la misma y luego, a su vez, esta incide sobre la de otras regiones. De todas formas, aunque fuese significativa la ratio de empleo extranjero de los vecinos, su valor (y, por tanto, su impacto sobre el crecimiento de la productividad) es muy pequeño.

Finalmente, el parámetro autorregresivo es significativo al 1 por 100 y toma un valor de $-0,617$, indicando

que un incremento del 10 por 100 en la tasa de variación de productividad en los países vecinos se traduce en una reducción del 6,17 por 100 en dicha tasa para el propio país. Ello apunta hacia la existencia de factores específicos que a nivel nacional estimulan un mayor crecimiento de la productividad, en detrimento del de sus países vecinos.

Todo lo anteriormente comentado viene a poner de manifiesto la relevancia que tienen las relaciones espaciales a la hora de explicar el crecimiento de la productividad del trabajo, no solo por la significación de la mayoría de variables que incluyen dicho componente, sino por la elevada significación del modelo, cuyo R^2 llega al 88,7 por 100. No obstante, la forma más intuitiva de interpretar dichas relaciones o desbordamientos espaciales es a través del análisis de los efectos directos, indirectos y totales (expresados estos últimos como suma algebraica de los dos primeros) de las dos variables analizadas: la productividad del trabajo y la ratio de empleo extranjero, ambos en el año inicial.

Los efectos directos (Cuadro 4) permiten cuantificar el impacto sobre el crecimiento de la productividad del trabajo de un país (en términos medios) derivado de su propio nivel el año anterior, así como de los efectos de realimentación que tienen lugar cuando este nivel afecta al crecimiento de los países vecinos. Para la productividad, este efecto ($-0,2228$) es significativo al 1 por 100 y ligeramente superior ($0,0142$) al valor de su parámetro estimado ($-0,237$), lo que indicaría la existencia de un impacto negativo de los efectos de realimentación sobre la convergencia en productividad. Ello se debe precisamente al valor negativo del coeficiente estimado para el parámetro autorregresivo.

Algo similar podríamos decir en relación con el efecto directo de la ratio de empleo extranjero sobre el crecimiento de la productividad, salvo por dos hechos: *i)* el signo positivo, es decir, que cuando se incrementa en un 10 por 100 la ratio de empleo extranjero el crecimiento de la productividad se acelera en un 0,5 por 100; y *ii)* el menor valor de dicho efecto. Aunque la diferencia entre el efecto directo y el parámetro estimado es

CUADRO 4
ESTIMACIÓN DE LOS EFECTOS DIRECTOS, INDIRECTOS Y TOTALES

Variable	Efectos directos	Efectos indirectos	Efectos totales
Productividad del trabajo inicial.....	-0,2228*** (-8,844)	-0,1196** -0,019	-0,3424*** (-6,243)
Ratio empleo extranjero inicial.....	0,0505*** (8,548)	-0,0391*** (0,003)	0,0114 (0,984)

NOTA: Significación estadística: * al 10 por 100, ** al 5 por 100, *** al 1 por 100. Estadístico t entre paréntesis.
FUENTE: Elaboración propia.

casi la tercera parte que en el caso anterior (0,0045), en términos relativos la aportación de los efectos de reorientación duplica al de la productividad.

Por lo que se refiere a los efectos indirectos, su valor es negativo para ambas variables explicativas, si bien para la productividad es significativo al 5 por 100 mientras que para la ratio de empleo extranjero lo es al 1 por 100. Este tipo de efectos se identificarían con la existencia de efectos de arrastre o desbordamiento espaciales e indicarían una relación inversa entre los cambios en la productividad y la ratio de empleo de los países vecinos y la variación de la productividad (en términos medios) en el propio país a medio plazo. De esta forma, mientras que para la productividad del trabajo los efectos indirectos se suman a los directos y refuerzan el efecto convergencia, en el caso de la ratio de empleo extranjero vendrían prácticamente a compensar los directos, de forma que el efecto total de la misma sería muy reducido a la vez que no significativo. Este resultado es coherente con lo demostrado en otros estudios para el capital humano (Buendía Azorín y Sánchez de la Vega, 2015), en los que el efecto positivo sobre la productividad de la ratio de empleo extranjero en un país es compensado por el efecto indirecto negativo derivado de las ventajas relativas que adquieren el resto de países cuando aumenta dicha ratio y, por tanto, se acelera su productividad.

Como resultado de todo lo anterior, podemos afirmar que, en el proceso de convergencia de la productividad

del trabajo en UE9, la ratio de empleo extranjero no parece tener incidencia en el mismo, por lo que sería únicamente la productividad del trabajo la única variable que incide sobre el crecimiento de la misma. Dicho impacto se cuantifica a través del efecto total, que es significativo y toma un valor de -0,3424, lo que cabría interpretar como la variación que tendría lugar en la tasa de crecimiento de la productividad ante una variación de la productividad inicial en un 1 por 100. Dicho de otro modo, cuando un país ve, por ejemplo, aumentar su productividad en un 10 por 100, la tasa anual acumulativa, transcurridos cinco años, se reduciría en un 3,42 por 100.

5. Conclusiones

Este trabajo analiza el crecimiento económico desde la perspectiva de la productividad y la migración y sus efectos sobre la convergencia en la Unión Europea. Para ello se ha utilizado un modelo espacial de datos de panel donde se analiza el crecimiento de la productividad y la participación del empleo inmigrante en una muestra de nueve países europeos para el período 2000 a 2016.

Son numerosos los estudios que han fijado su atención en la productividad del trabajo, aunque en ninguno de ellos se analizaba hasta ahora la posible incidencia de la población inmigrante, debido a la dificultad de conseguir y trabajar con series de datos nacionales homogéneas.

La estimación del modelo muestra la existencia de un proceso de beta convergencia para la productividad del trabajo en UE9, a la par que se observa una relación directa entre la ratio de empleo extranjero y el crecimiento de la productividad.

El análisis de las relaciones espaciales en el modelo permite constatar que este tipo de interacciones refuerzan el proceso de convergencia cuando se refieren a la productividad inicial, de modo que la productividad de un país se acelera no solo cuando el mismo presenta inicialmente bajos niveles, sino también cuando los países vecinos comparten esos bajos niveles de productividad.

El análisis de los efectos directos revela el impacto de los componentes espaciales sobre la convergencia de la productividad, gracias a los efectos de realimentación. Tanto para la productividad como para la ratio de empleo extranjero, los valores de dichos efectos son superiores a los parámetros estimados, lo que se traduciría en una minoración del efecto de convergencia.

En cuanto a los efectos indirectos, estos muestran una relación inversa entre los cambios en la productividad y la ratio de empleo de los países vecinos y la variación de la productividad (en términos medios) en el propio país, a medio plazo. De esta manera, mientras que para la productividad del trabajo los efectos indirectos se suman a los directos y refuerzan el efecto convergencia, en el caso de la ratio de empleo extranjero vendrían prácticamente a compensar los directos, de forma que el efecto total de la misma sería muy reducido a la vez que no significativo. Por tanto, podemos concluir que la ratio de empleo extranjero no parece tener incidencia en la convergencia de la productividad, al menos para los países analizados.

Referencias bibliográficas

- [1] ANSELIN, L. (1988). «Spatial Econometrics: Methods and Models». Springer Science and Business Media, Holanda.
- [2] ANSELIN, L. (1995). «Local Indicators of Spatial Association-LISA». *Geographical Analysis*, vol. 27, nº 2, pp. 93-115.
- [3] ANSELIN, L. (2003). *An Introduction to Spatial Autocorrelation Analysis with GeoDa*, Spatial Analysis Laboratory. University of Illinois, Champagne-Urbana, Illinois.
- [4] ARBIA, G. (2006). *Spatial Econometrics: Statistical Foundations and Applications to Regional Convergence*. Springer Verlag, Berlin Heidelberg.
- [5] BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X.; BLANCHARD, O. J. y HALL, R. E. (1991). «Convergence Across States and Regions». *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 107-182.
- [6] BAUMOL, W. J. (1986). «Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-run Data Show». *American Economic Review*, vol. 76, pp. 1.072–1.085.
- [7] BERNAT, A. (1996). «Does Manufacturing Matter?. A Spatial Econometric View of Kaldor's Laws». *Journal of Regional Science*, vol. 36, pp. 463–477.
- [8] BUENDÍA AZORÍN, J. M. y SÁNCHEZ DE LA VEGA, M. M. (2015). «Efectos del capital humano sobre la productividad del trabajo bajo condiciones de dependencia espacial: el caso de las provincias españolas». *Información Comercial Española, Revista de Economía*, nº 883, pp. 183-195.
- [9] CHAUVIN, J. P.; GLAESER, E.; MAA, Y. y TOBIO, K. (2016). «What is Different About Urbanization in Rich and Poor Countries? Cities in Brazil, China, India and the United States». *Journal of Urban Economics*, pp. 1-34.
- [10] CRETTEZ, B.; MICHEL, P. y VIDAL, J. P. (1998). «Time Preference and Capital Mobility in an OLG Model with Land». *Journal of Population Economics*, vol. 11, pp.149–158.
- [11] DE HAAS, H. (2010). «Migration and Development: A Theoretical Perspective». *International Migration Review*, vol. 44, pp. 227–264.
- [12] ELHORST, J. P. (2014). *Spatial Econometrics: From Cross-sectional Data to Spatial Panels*, Springer-Heidelberg, New York.
- [13] ELHORST, J. P.; ZANDBERG, E. y DE HAAN, J. (2013). «The Impact of Interaction Effects Among Neighbouring Countries on Financial Liberalization and Reform: A Dynamic Spatial Panel Data Approach». *Spatial Economic Analysis*, vol. 8, nº 3, pp. 293-313.
- [14] ERTUR, C. y KOCH, W. (2007). «Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence». *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22, nº 6, pp. 1.033-1.062.
- [15] ESCRIBÁ, J. y MURGUI, M. J. (2013). «Productividad, convergencia y cambio estructural en las regiones europeas». En *Smart Regions for a Smarter Growth Strategy; New Challenges of the Regional Policy and Potential of Cities to Overcome a Worldwide Economic Crisis*, Oviedo.
- [16] ESTEBAN, J. (1994). «La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis», en *Crecimiento y convergencia en España y Europa*, ESTEBAN y VIVES, Dirs., Barcelona, IAE, CSIC.
- [17] EZCURRA, R. y RIOS, V. (2015). «Volatility and Regional Growth in Europe: Does Space Matter?». *Spatial Economic Analysis*, vol. 10, nº 3, pp. 344-368.

- [18] FIASCHI, D.; LAVEZZI, A.M. y PARENTI, A. (2011). «Productivity Growth Across European Regions: The Impact of Structural and Cohesion Funds». *Discussion Papers of the Dipartimento Di Scienze Economiche—Università Di Pisa*, nº 84.
- [19] FINGLETON, B. y LÓPEZ-BAZO, E. (2006). «Empirical Growth Models with Spatial Effects». *Papers in Regional Science*, vol. 85, nº 2, pp. 177-198.
- [20] FINGLETON, B. y MCCOMBIE, J. S. L. (1998). «Increasing Returns and Economic Growth: Some Evidence for Manufacturing from the European Union Regions». *Oxford Economic Papers*, vol. 50, pp. 89–105.
- [21] GIBBONS, S. y OVERMAN, H. G. (2012). «Mostly Pointless Spatial Econometrics?». *Journal of Regional Science*, vol. 52, nº 2, pp. 172-191.
- [22] GLAESER, E. y MARE, D. (2001). «Cities and Skills». *Journal of Labor Economics*, vol. 19, nº 2, pp. 316–42.
- [23] GLAESER, E. L. y XIONG, W. (2017). «Urban Productivity in the Developing World». *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 33, nº 3, pp. 373–404.
- [24] IACOVONE, L.; SÁNCHEZ-BAYARDO, L. F. y SHARMA, S. (2015). *Regional Productivity Convergence in Peru*, nº 7499, The World Bank.
- [25] KANGASNIEMI, M.; MAS, M.; ROBINSON, C. y SERRANO, L. (2013). «The Economic Impact of Migration – Productivity. Analysis for Spain and the UK. Policy Support and Anticipating Scientific and Technological Needs». *EUKLEMS*, pp. 1-37.
- [26] KUBIS, A. y SCHNEIDER, L. (2012). «Human Capital Mobility and Convergence: A Spatial Dynamic Panel Model of the German Regions». *Technical report, Institut für Arbeitsmarkt-und Berufsforschung (IAB), Discussion Paper*, Nuremberg, Germany.
- [27] LE GALLO, J. y ERTUR, C. (2003). «Exploratory Spatial Data Analysis of the Distribution of Regional per Capita GDP in Europe, 1980-1995». *Papers in Regional Science*, vol. 82, nº 2, pp. 175-201.
- [28] LE GALLO, J. y KAMARIANAKIS, Y. (2011a). «The Evolution of Regional Productivity Disparities in the European Union from 1975 to 2002: A Combination of Shift–share and Spatial Econometrics». *Regional Studies*, vol. 45, nº 1, pp. 123-139.
- [29] LE GALLO, J. y KAMARIANAKIS, Y. (2011b). «The Evolution of Regional Productivity Disparities in the European Union from 1975 to 2002: A Combination of Shift–share and Spatial Econometrics». *Regional Studies*, vol. 45, nº 1, pp. 123-139.
- [30] LEÓN-LEDESMA, M. A. (2000). «Economic Growth and Verdoorn’s Law in the Spanish Regions». *International Review of Applied Economics*, vol. 14, pp. 55–69.
- [31] LEENDERS, R. T. A. (2002). «Modeling Social Influence Through Network Autocorrelation: Constructing the Weight Matrix». *Social Networks*, vol. 24, nº 1, pp. 21-47.
- [32] LESAGE, J. P. (2008). «An Introduction to Spatial Econometrics». *Revue D’Économie Industrielle*, nº 123, pp. 19-44.
- [33] MAROTO, A. y CUADRADO-ROURA, J. R. (2008). «New Regional Convergence in Productivity and Productive Structure». *Application to European Southern Countries, Working Paper nº 11/08*, Institute of Social and Economic Analysis, University of Alcalá.
- [34] MAROTO, A. y CUADRADO-ROURA, J. R. (2013). *Recent Cyclical Movements in the Spanish Productivity: An Aggregate and Sectoral Analysis*.
- [35] MASSEY, D. S.; ARANGO, J.; HUGO, G.; KOUAOU-CI, A.; PELLEGRINO, A. y TAYLOR, J. E. (1993). «Theories of International Migration: A Review and Appraisal». *Population and Development Review*, vol. 19, nº 3, pp. 431-466.
- [36] MASSEY, D. S. (2005). *Building a Comprehensive Model of International Migration*. Boston: Center for Retirement Research at Boston College. Center for Strategic and International Studies Project on Long-term Immigration Projections.
- [37] MIHI-RAMÍREZ, A.; CUENCA-GARCÍA, E. y MIRANDA-MARTEL, M.J. (2016). «Is There a Causality Between Emigration and Other Mobility Factors? A Panel VAR Models Approach for Baltic and Scandinavian Countries». *Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics*, vol. 27, nº 3, pp. 325-333.
- [38] MIHI-RAMÍREZ, A.; RUDZIONIS, A. y KUMPIKAITE, V. (2014). «European Economic Migration Flow, Earnings and Unemployment in Decade of 2000». *Contemporary Issues in Business, Management and Education 2013*, vol. 110, pp. 122-129.
- [39] NAVEED, A. y AHMAD, N. (2014). «Technology Spillovers and International Borders: a Spatial Econometric Analysis». *Department of Border Region Studies. University of Southern Denmark Working Paper*, Sønderborg. Denmark.
- [40] PERI, G. (2016). «Immigrants, Productivity and Labor Markets». *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 30, nº 4, pp. 3-29.
- [41] POTTER, R. B.; BINNS, T.; ELLIOT, J. A. y SMITH, D. (1999). *Geographies of Development*. Harlow, England etc.: Prentice Hall.
- [42] RAMOS, R.; SURIÑACH, J. y ARTÍS, M. (2010). «Human Capital Spillovers, Productivity and Regional Convergence in Spain». *Papers in Regional Science*, vol. 89, nº 2, pp. 435-447.
- [43] REY, S. J. y MONTOURI, B. D. (1999). «US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective». *Regional Studies*, vol. 33, nº 2, pp. 143-156.
- [44] VALDIVIA, M.; ÁVILA, H. y GALINDO, C. (2010). «Fricción de la distancia, autocorrelación espacial de la productividad e impacto de la longitud por carretera en la dinámica de convergencia de la región centro de México (1993-2003)». *Investigaciones Geográficas*, nº 71, pp. 72-87.

[45] VEGA, S. H. y ELHORST, J. P. (2013). «On Spatial Econometric Models, Spillover Effects and W», *Regional Integration: Europe, the Mediterranean and the World Economy* 27-31 agosto, 2013. 53rd ERSA Congress, Palermo, Italy.

[46] ZIMMERMANN, K. F. (1995). «Tackling the European Migration Problem». *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, nº 2, pp. 45-62.

En el próximo número de
Información Comercial Española. Revista de Economía

Las Migraciones Euromediterráneas.

Impacto socioeconómico y políticas

<i>Juan R. Cuadrado-Roura y María Teresa Fernández Fernández</i>	Presentación
<i>Enrique Barón Crespo</i>	El Mediterráneo ¿puente o muro?
<i>Ferrán Brunet</i>	Eurozona y no movilidad del trabajo
<i>María José Aznar Unzuurrungaza y Ana Eugenia Marín Jiménez</i>	La inmigración subsahariana en la frontera norteafricana de la Unión Europea: una semblanza socioeconómica
<i>M^a Teresa Fernández Fernández, Juan Luis Santos y Juan R. Cuadrado Roura</i>	Infraestructura de servicios públicos a través del gasto social para la integración de inmigrantes extracomunitarios en países europeos
<i>Carlos Iglesias y Raquel Llorente</i>	Inmigración euromediterránea: crisis migratoria u oportunidad para la construcción europea
<i>M^a Teresa Fernández Fernández, Rosario Asián Chaves y Mikel Zurbano Irizar</i>	Innovación social percibida en la política y en los servicios para la integración de inmigrantes extracomunitarios en los países europeos
<i>Ronny Correa-Quezada y M^a del Cisne Tituaña Castillo</i>	La inmigración ecuatoriana y sus condiciones en el mercado laboral de España e Italia
<i>Oscar Montes Pineda</i>	Inmigración, integración y desempeño educativo: una mirada a los países euromediterráneos
<i>Manuel González Gómez, y M^a Soledad Otero Giráldez</i>	The causality between economic growth and immigration in EU/EFTA
<i>Carolina Cosculluela-Martínez y Raquel Ibar Alonso</i>	Time human development index of the MENA and EU28 countries
<i>M. Mustafa Erdoğan y Sevdal Akar</i>	Education and health externalities of Syrian refugees in Turkey: threats and opportunities
<i>Concepción Carrasco Carpio</i>	¿Prevalece la dimensión económica en la integración de la persona migrante? La medición de la integración en el MIPEX

Últimos números
publicados:

***El cambio digital
en la economía.
Un proceso disruptivo***

***La economía digital
en España***

Números en preparación

***El sector marítimo en la
economía y el comercio***

***El mercado interior
europeo***

