



Organización
Internacional
del Trabajo

Open Library
of Humanities

Afonso, António, José Alves y Krzysztof Beck. 2025. «Factores de los flujos migratorios en la Unión Europea. ¿Ingresos o desempleo?». *Revista Internacional del Trabajo* 144 (2): 1-24. <https://doi.org/10.16995/ilr.18845>.



Revista Internacional
del Trabajo

Factores de los flujos migratorios en la Unión Europea. ¿Ingresos o desempleo?

António Afonso, Instituto Superior de Economia e Gestão (ISEG), Universidade de Lisboa, aafonso@iseg.ulisboa.pt

José Alves, Instituto Superior de Economia e Gestão (ISEG), Universidade de Lisboa, jalves@iseg.ulisboa.pt

Krzysztof Beck, Facultad de Economía y Gestión, Lazarski University (Varsovia), krzysztof.beck@lazarski.pl (autor para la correspondencia)

Resumen: En este artículo se analizan los factores que impulsan la migración internacional en la Unión Europea (UE) a partir de datos de 23 países miembros, estimando promedios bayesianos de modelos y regresiones cuantílicas. Los resultados indican que la asociación de la migración con las diferencias de ingresos es dos veces más sólida que su asociación con el desempleo, y constituye una característica robusta en los datos. No obstante, se observa que los determinantes principales son la proximidad cultural y el efecto «amigos y parientes», mientras que los factores económicos desempeñan una función secundaria. La movilidad laboral reviste escasa importancia como mecanismo de ajuste dentro de la UE.

Palabras clave: flujos migratorios, ingresos, desempleo, promedio bayesiano de modelos, regresión cuantílica, UE.

La responsabilidad de las opiniones expresadas en los artículos solo incumbe a sus autores, y su publicación en la *Revista Internacional del Trabajo* no significa que la OIT las suscriba.

Artículo original: «Drivers of migration flows in the European Union: Earnings or unemployment?». *International Labour Review* 164 (2). Traducción de Marta Pino Moreno. Traducido también al francés en *Revue internationale du Travail* 164 (2).

La *Revista Internacional del Trabajo/International Labour Review/Revue internationale du Travail* es una revista de acceso abierto con revisión por pares publicada por Open Library of Humanities. El presente artículo es una obra de acceso abierto sujeta a la Licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional (CC BY 4.0), que autoriza el uso, la distribución y la reproducción sin restricciones en cualquier formato, a condición de que se cite debidamente al autor y la fuente originales. Véase <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>. Las referencias bibliográficas a los artículos de la *Revista* figuran en *Labordoc*, el repositorio institucional de la Oficina Internacional del Trabajo. Véase más información sobre la Organización Internacional del Trabajo (OIT) y sus publicaciones en el sitio web de la OIT en www.ilo.org.

OPEN ACCESS

© Artículo original, los autores, 2025. © Compilación de la revista y traducción, Organización Internacional del Trabajo, 2025.



1. Introducción

En el marco teórico de las áreas monetarias óptimas (AMO) propuesto por Mundell (1961) se analizan mecanismos de ajuste alternativos para los países que intentan establecer una unión monetaria. Con un banco central y una política monetaria comunes, los ajustes ante los choques asimétricos deben trasladarse a otros mecanismos o medidas de política. Sin embargo, en comparación con la movilidad de los flujos de capital, la movilidad del capital humano es mucho más complicada. Un menor grado de movilidad laboral puede tener un impacto decisivo en la unión monetaria. De hecho, Mundell (1961) abogó por la movilidad laboral dentro de la unión monetaria como mecanismo de ajuste idóneo para compensar la falta de independencia de la política monetaria y la imposibilidad de flexibilizar el tipo de cambio. A menudo se afirma que la movilidad laboral es uno de los factores por los que cabe considerar que los Estados Unidos son un AMO (Eichengreen 1992).

Sin embargo, la mera presencia de migración laboral podría no ser suficiente. Si la migración está impulsada por diferencias de ingresos, se producirá un flujo constante de trabajadores hacia los países con salarios más altos. Sin embargo, este tipo de migración no servirá como mecanismo de ajuste tras un choque asimétrico. Krugman (1993) advierte de que este tipo de migración, tras un choque idiosincrásico, puede provocar una depresión económica a largo plazo en la región afectada. En el modelo de Mundell (1961), los trabajadores que pierden el empleo debido a un choque negativo en una parte del AMO se desplazan a las partes que se han visto afectadas por un choque positivo. Por lo tanto, para que sirva como mecanismo de ajuste en una unión monetaria, la migración laboral debe estar impulsada por el nivel de desempleo y no por la diferencia relativa en los salarios reales.

Al determinar la condición de AMO, se ha de abordar con cautela la comparación entre la Unión Europea (UE) y los Estados Unidos. Todos los estados que conforman los Estados Unidos comparten una misma lengua, una misma moneda y valores culturales, políticos e institucionales similares. En cambio, la ampliación de la UE introduce riesgos para el propio proceso de integración europea. Los choques internos de los países de la UE pueden poner de manifiesto varios puntos débiles en los acuerdos institucionales comunitarios. La ausencia de movilidad laboral plena en la zona del euro limita la capacidad de las economías que la componen para superar los choques adversos (Jager y Hafner, 2013). Además, así como el federalismo fiscal es una realidad en los Estados Unidos, en la UE no hay transferencias fiscales de gran magnitud entre regiones a través de un gobierno federal (el presupuesto global de las instituciones de la UE es una pequeña fracción del PIB de la UE). Este es uno de los factores que determinan la falta de éxito del AMO en esta región (Eichengreen 1992).

En la actualidad, 20 de los 27 países de la UE se han incorporado a la eurozona, y otros tienen previsto hacerlo en el futuro. Una evaluación de los principales determinantes económicos de los flujos de trabajo podría, por lo tanto, esclarecer la función potencial de los flujos migratorios como respuesta a los choques asimétricos en esos países. Este conocimiento contribuiría al debate sobre los costos de la adhesión a la eurozona y, en consecuencia, sentaría las bases de una política económica mejor fundamentada. Es un hecho ampliamente reconocido que la UE no constituye un AMO en el sentido estricto del término (Afonso y Furceri 2008). Aun así, cabe afirmar que la arquitectura institucional de la UE se aproxima bastante a la definida por Mundell (1961), sobre todo teniendo en cuenta que los países de la eurozona están más cerca de la condición de AMO, como predice la hipótesis de endogeneidad de los criterios de AMO según Frankel y Rose (1998).

El presente artículo surge del interés por investigar los factores que impulsan los flujos migratorios internacionales en el seno de la UE. El objeto de estudio principal son los motivos económicos que llevan a las personas a migrar de su propio país a otro, atendiendo a los factores de «expulsión» y «atracción» que inciden sobre la fuerza de trabajo en la UE. Se examinan datos de 23 países a lo largo del periodo 1995-2019, utilizando promedios bayesianos de modelos y regresiones cuantílicas para evaluar la importancia relativa de

las diferencias entre países en cuanto a los niveles de desempleo e ingresos para explicar los flujos migratorios internacionales. El impacto de las diferencias salariales en la migración es doblemente intenso en comparación con las diferencias relativas al desempleo. Por consiguiente, el efecto «precios», representado por diferencias de ingresos, influye más en las decisiones migratorias que el efecto «cantidad» derivado de las diferencias relativas a las tasas de desempleo.

Además, la conexión entre los flujos migratorios y las diferencias de ingresos resulta ser una característica robusta según los datos, mientras que la asociación con las diferencias de tasa de desempleo no lo es. En cambio, se observa que las consideraciones económicas tienen una importancia secundaria en comparación con la proximidad cultural y el efecto «amigos y parientes». Por lo tanto, los resultados indican que la movilidad laboral desempeña actualmente una función poco destacada como mecanismo de ajuste en la UE. En este sentido, los Estados miembros actuales y futuros deberían considerar la posibilidad de establecer un mecanismo complementario como el federalismo fiscal, que, combinado con la movilidad laboral, puede forjar un mejor diseño institucional para un AMO.¹

El resto del artículo se estructura del siguiente modo. Para comenzar, se pasa revista a la bibliografía pertinente de este campo (apartado 2). A continuación, se presenta la metodología y se describen los datos utilizados en el análisis (apartado 3). Tras examinar los resultados empíricos del estudio (apartado 4), se resumen las principales conclusiones y se extraen algunas consecuencias de política (apartado 5).

2. Revisión bibliográfica

Los movimientos migratorios entre regiones forman parte de un proceso dinámico que impulsa y explica la evolución de las sociedades humanas y el desarrollo de las economías. Aparte de los factores económicos tradicionales que explican los flujos migratorios, otros factores esenciales han estimulado a las personas a desplazarse de una región a otra a lo largo de la historia. Abundan los ejemplos de flujos migratorios masivos. Sin embargo, en el último siglo los gobiernos han impuesto obstáculos jurídicos a la inmigración, no a la emigración. La razón principal de esta decisión puede atribuirse al impacto de los inmigrantes en los mercados laborales de los países de destino (Altonji y Card 1991; Borjas 1995 y 2003; Borjas, Freeman y Katz 1996; Card 2001, 2005 y 2009). Los gobiernos basan sus políticas de aceptación de ciudadanos extranjeros en diferentes criterios. Chiswick y Miller (2014) observan que los criterios relacionados con los valores culturales y la educación son de especial importancia. En consecuencia, los individuos con mayores posibilidades de entrar en el país de destino son los que proceden de países culturalmente próximos o los que tienen un mayor nivel de estudios.

Comprender las razones de los movimientos laborales es esencial no solo para examinar los factores que (des)incentivan el desplazamiento de las personas de un lugar a otro, sino también para evaluar las repercusiones de este proceso. El proyecto europeo avanza hacia una mayor integración, en el sentido de que las economías individuales están dispuestas a ceder soberanía a las autoridades europeas, al tiempo que se preserva la autonomía de cada Estado. El caso de la UE reviste especial interés porque, a diferencia de los países federales, existen muchas diferencias entre los Estados miembros. Gros (1996) considera que los choques externos apenas influyeron en los niveles de desempleo de la mayoría de los países de la UE antes de 1994. La diferencia entre la movilidad laboral internacional e interregional es relativamente pequeña. Es decir, se trata de dos tipos de flujos comparables.

Jennissen (2003) estudia los factores de «expulsión» y «atracción» en los flujos migratorios de los países europeos durante la segunda mitad del siglo XX. Los factores de expulsión suelen ser incentivos que incitan a los agentes económicos a trasladarse a otro país debido a

¹ Véase el debate sobre el papel del federalismo fiscal y la movilidad laboral con miras a un acuerdo institucional de AMO más eficiente en Obstfeld y Peri (1998), Perotti (2001), Evers (2015) y Baglioni, Boitani y Bordignon (2016).

las condiciones desfavorables de su país de origen. A la inversa, los factores de atracción son incentivos que alientan a los agentes económicos a desplazarse en pos de oportunidades o circunstancias favorables en otros países. El autor concluye que el PIB per cápita estimula las decisiones de emigración, y que el aumento del desempleo en el país de destino va en detrimento de los incentivos de la población para abandonar su país de origen. Franc, Časni y Barišić (2019) realizan un análisis de datos de panel de las economías de la UE durante el proceso de ampliación para determinar los principales factores de expulsión y atracción. Sus resultados también respaldan las hipótesis según las cuales el PIB per cápita y las tasas de desempleo son los principales determinantes de los flujos migratorios. Las disparidades agregadas de ingresos y desempleo son también esenciales para la migración interregional (Etzo 2011). Sin embargo, según la revisión bibliográfica realizada, hasta la fecha no se han investigado los efectos de las diferencias relativas al desempleo y los ingresos sobre el tamaño y la orientación de los flujos migratorios internacionales. En consecuencia, el presente estudio trata de colmar esta laguna de la bibliografía.

Siguiendo el enfoque de la migración de capital humano, Kahanec y Fabo (2013) analizan las variables de educación y competencias profesionales al estudiar el fenómeno migratorio inducido por la ampliación de la UE hacia el este. A pesar de los clásicos factores macroeconómicos y microeconómicos de expulsión y atracción descritos en la bibliografía, los autores observan un proceso de «circulación de cerebros» —en contraposición a una «fuga de cerebros»— en los flujos migratorios de jóvenes que deciden emigrar durante periodos más cortos para mejorar su formación educativa y laboral y ampliar sus horizontes profesionales. Estas conclusiones coinciden también con los estudios de Marsden (1992), Vandamme (2000) y Peixoto (2001), que comparten la idea de que solo los trabajadores muy calificados pueden circular libremente entre los países europeos.

Hadler (2006) sostiene que los factores de expulsión y atracción no explican los flujos migratorios entre países y que los modelos de expulsión y atracción solo son válidos para explicar la circulación de personas dentro de los países, no entre países. Esta conclusión respalda la idea de que, según la teoría de AMO, la UE no cumple los criterios definitorios de AMO porque todavía son evidentes algunas barreras entre sus Estados miembros. Sin embargo, al comparar el dualismo núcleo-periferia en el seno de la UE, se observa que la inmigración es una herramienta eficaz para todos los países de la UE cuando se trata de reducir las tasas de desempleo a corto plazo (Esposito, Collignon y Scicchitano 2020). Estos resultados demuestran que la UE presenta algunas características propias de una AMO. En consecuencia, la migración entre países puede ser un mecanismo de ajuste para los Estados que afrontan choques adversos (Beck 2021a; Beck y Nzimande 2023).

Es común analizar los factores culturales en el contexto de la migración internacional. La mayoría de los autores evalúan si los países de acogida y de origen comparten interdependencias pasadas, como una relación colonial. Hooghe et al. (2008), en un análisis relativo a los países europeos entre 1980 y 2004, concluyen que las variables culturales y económicas son importantes para explicar esos flujos migratorios. Además, las similitudes lingüísticas entre países y un mayor número de comunidades lingüísticas en los países de acogida estimulan los flujos de inmigrantes. La imposición de requisitos lingüísticos para obtener la ciudadanía, junto con las políticas que favorecen la integración de los migrantes, resultan esenciales para explicar los flujos migratorios dentro de los países de la UE (Kim y Cohen 2010). Sin embargo, como sugieren Aparicio-Fenoll y Kuehn (2016), los potenciales emigrantes que han aprendido una lengua extranjera como parte de su itinerario educativo tienen cinco veces más probabilidades de elegir un país donde se hable esa lengua que cualquier otro país.

Gallardo-Sejas et al. (2006) desarrollan un modelo gravitacional para determinar los factores que motivan la intención de trasladarse a países europeos analizando 139 países de origen en el año 2000. Sostienen que, además de la importancia de la proximidad cultural, los países de acogida con mejores resultados macroeconómicos y prestaciones sociales más generosas incentivan los flujos de inmigrantes. En cambio, la distancia entre países

es perjudicial para los flujos migratorios internacionales. Al evaluar los flujos migratorios entre regiones europeas, Sardadvar y Rocha-Akis (2016) concluyen que, aparte de los principales macrodeterminantes de la migración, existe un impacto espacial en las decisiones migratorias. Concretamente, cuanto más cerca esté la región de acogida de la región de origen, mayor será la fuerza de los factores macroeconómicos. Además, la desigualdad de ingresos, la corrupción y los niveles de delincuencia se consideran factores de expulsión en lo que respecta a la decisión de las personas de abandonar su país de origen (Davies y Wooton 1992; Poprawe 2015).

Los efectos de red se han propuesto como otra explicación de los flujos migratorios internacionales. Como se documenta en Boyd (1989) y Pedersen, Pytlikova y Smith (2008), los efectos de red son estadística y económicamente significativos para explicar por qué se producen desplazamientos de personas entre países. Sin embargo, los efectos de red pueden verse contrarrestados en cierta medida por políticas de inmigración restrictivas, lo que da lugar a efectos de selección. En opinión de estos autores, las políticas restrictivas tienen un mayor impacto en los segmentos bajos de la distribución de ingresos en los países de origen. Aparte de los efectos de red, las diferencias entre las condiciones del mercado laboral de los países —en concreto, en materia de desempleo e ingresos—, los servicios de salud y los sistemas educativos son importantes para explicar los flujos migratorios (Geis, Uebelmesser y Werding 2013). Landesmann, Leitner y Mara (2015) concluyen que las diferencias relativas a los salarios reales y a los niveles de productividad son factores de peso en la determinación de los incentivos para abandonar el país de origen. Sin embargo, la relación descrita en la bibliografía entre las brechas salariales y los flujos migratorios se ve afectada por el hecho de que los investigadores han adoptado una perspectiva estática. Como señala Dustmann (2003), en un análisis de marco dinámico, la duración óptima de la migración puede disminuir si aumenta la diferencia salarial. También se ha constatado que la calidad de las instituciones fiscales, el estado de bienestar y la calidad institucional del sector público afectan a la inmigración (por ejemplo, Ashby 2007; Ariu, Docquier y Squicciarini 2016).

En la bibliografía existente no parece que se haya comparado la fuerza relativa de los determinantes de los flujos migratorios con miras a evaluar el potencial de la movilidad laboral como mecanismo de ajuste. La presente investigación se centra en dos factores económicos principales de la movilidad laboral —los ingresos y el desempleo—, además de abarcar otros factores establecidos en la bibliografía.

3. Datos y metodología

3.1. Datos

La muestra analizada consta de 23 Estados miembros de la UE: Alemania, Austria, Bélgica, Chequia, Dinamarca, Eslovaquia, Eslovenia, España, Estonia, Finlandia, Francia, Grecia, Hungría, Irlanda, Italia, Letonia, Lituania, Luxemburgo, Países Bajos, Polonia, Portugal, Reino Unido y Suecia.² Los datos utilizados para las estimaciones sobre los determinantes examinados de los flujos migratorios abarcan el periodo 2000-2019, mientras que los datos sobre la variable dependiente (*flujos migratorios netos*) abarcan el periodo 1995-2019, ya que se incluye la variable dependiente retardada en las estimaciones.³

Para medir el grado de migración laboral se utiliza el conjunto de datos sobre flujos internacionales de inmigración bilateral elaborado por Abel y Cohen (2022) y distribuido en periodos de cinco años. Por lo tanto, todas las variables utilizadas en las estimaciones se ajustan a este formato, es decir, todos los regresores considerados se construyen a intervalos de cinco años. Los datos presentados en el conjunto de datos se refieren únicamente a ciudadanos de la UE y excluyen a los refugiados y otros no ciudadanos. Se escalan los

² Antes de la retirada del Reino Unido de la Unión Europea en 2020.

³ El cuadro A1 del anexo contiene la descripción detallada de las variables y las fuentes de datos.

flujos migratorios netos utilizando la suma de la población en edad de trabajar en cada par de países a partir de los datos de Eurostat.⁴ En consecuencia, la migración neta por cada 1 000 habitantes en edad de trabajar (de 15 a 64 años) entre cualquier par de países se calcula del siguiente modo:

$$MIGR_{ijt} = \frac{|MIGRNet_{ijt}|}{\frac{1}{5} \sum_{z=0}^4 (Pob_{it+z} + Pob_{jt+z})} \quad (1)$$

donde $|MIGRNet_{ijt}|$ es la migración neta entre los países i y j en el momento $t = 1995, 2000, \dots, 2015$, que representa el primer año del periodo de cinco años en cuestión. Pob_{it+z} y Pob_{jt+z} simbolizan las poblaciones en edad de trabajar del país i y j , respectivamente, y $z = 0, 1, \dots, 4$.⁵

La primera variable explicativa es la migración retardada ($MIGRret \equiv MIGR_{ijt-1}$), que puede servir como indicador indirecto de los cauces migratorios formales e informales bien establecidos: los inmigrantes que ya viven en cada país pueden facilitar la entrada de sus familiares, amigos y conocidos ayudándoles a encontrar vivienda y empleo y a integrarse en la nueva cultura. Como indicador indirecto alternativo del efecto «amigos y parientes» (Boyd 1989), aquí se utilizan los valores poblacionales. Sin embargo, como la base de datos no incluía datos sobre variables poblacionales, se ha construido una variable que refleja la acumulación de flujos migratorios entre dos países durante el periodo examinado. La variable se define de la siguiente manera:

$$AcumMIG_{ijM} = \sum_{m=1}^M MIGR_{ijm} \quad (2)$$

siendo $M = 1, 2, 3, 4$ un índice temporal. Es decir, se sintetizan todas las migraciones anteriores disponibles para tener en cuenta el efecto «amigos y parientes».

En consonancia con investigaciones anteriores, en la presente evaluación de los flujos migratorios netos entre países de la UE se investigan los factores de expulsión y de atracción, analizando las disparidades en cuanto a la intensidad de esos factores dentro de cada par de países. Por ejemplo, los bajos salarios reales o las tasas elevadas de desempleo actúan como factores de expulsión que alientan a los agentes económicos de un país a emigrar y buscar empleo en el extranjero. A la inversa, los salarios elevados y las bajas tasas de desempleo pueden considerarse factores de atracción de trabajadores extranjeros. Con el fin de evaluar el efecto neto de expulsión y atracción de un par de países determinado, se construyen variables independientes definidas como los valores absolutos de las diferencias entre los factores de expulsión o de atracción en el par de países examinado.

Los dos factores de la migración laboral de mayor interés para el presente estudio son las diferencias de ingresos y tasas de desempleo entre países. La diferencia relativa al nivel de ingresos se calcula así:

$$INGR_{ijt} = \frac{1}{5} \sum_{z=0}^4 |INGRNet_{it+z} - INGRNet_{jt+z}| \quad (3)$$

donde $INGRNet_{it+z}$ y $INGRNet_{jt+z}$ son los ingresos promedio después de impuestos expresados en euros en paridad de poder adquisitivo (PPA) en el país i y j respectivamente, en el momento $t = 2000, 2005, 2010, 2015$, y $z = 0, 1, \dots, 4$.

⁴ Se introduce el escalado para evitar los problemas asociados a los países relativamente grandes que dominan los resultados. Sin embargo, la especificación se estima sin escalado. Los resultados se recogen en el cuadro SB5 del anexo suplementario B en línea (solo en inglés), mientras que el análisis de estos resultados figura en el subapartado 4.1.

⁵ En el anexo suplementario A en línea se presentan los percentiles de la distribución de $MIGR$ en seis periodos consecutivos para los países examinados.

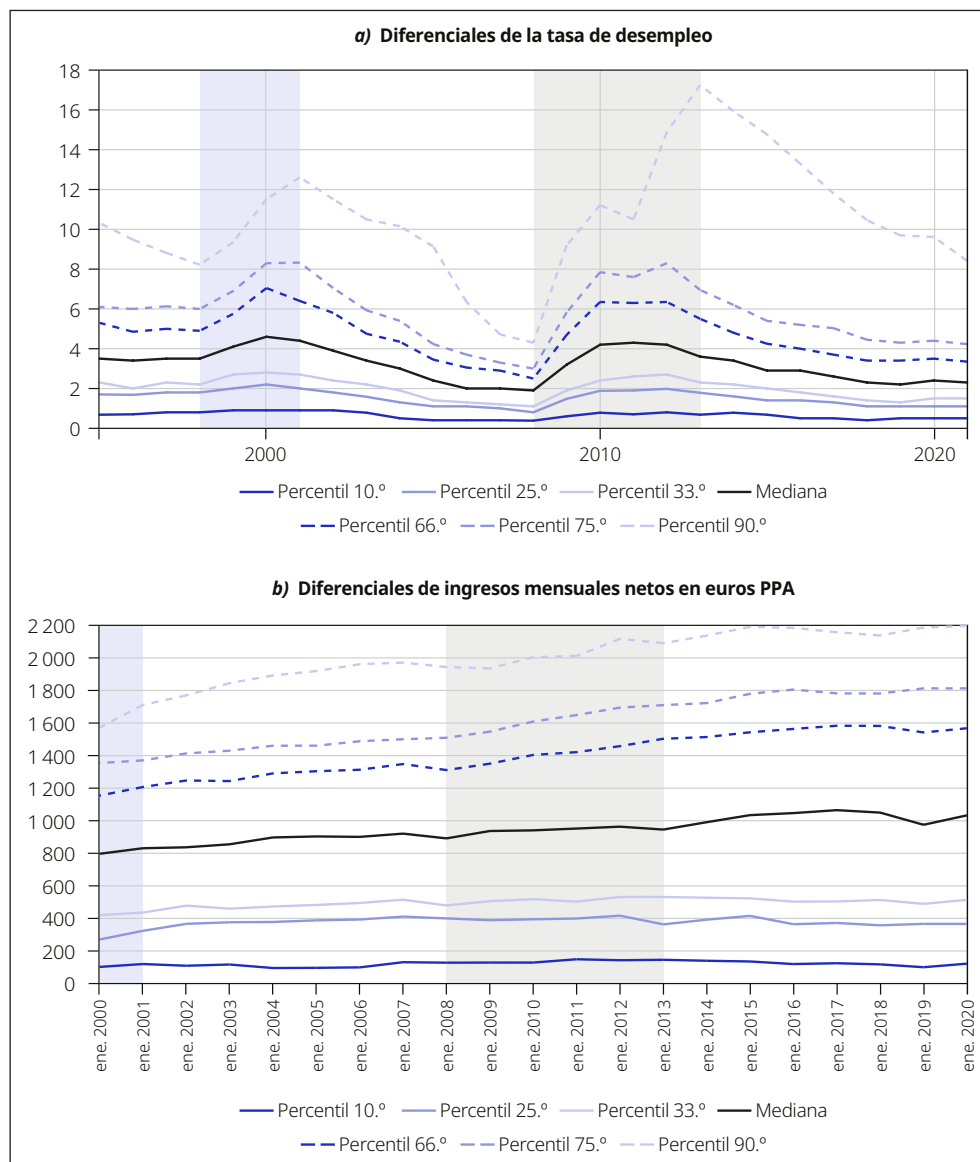
Del mismo modo, la diferencia relativa a la tasa de desempleo se calcula como:

$$DESEMP_{ijt} = \frac{1}{5} \sum_{z=0}^4 |DES_{it+z} - DES_{jt+z}| \quad (4)$$

donde DES_{it+z} y DES_{jt+z} son las tasas de desempleo del país i y j respectivamente. Los datos sobre ingresos netos y tasas de desempleo son anuales y proceden de Eurostat.

En el gráfico 1 se representan los percentiles y la mediana de la distribución de las diferencias de tasas de desempleo e ingresos netos. Los diferenciales de la tasa de desempleo muestran una tendencia al alza durante los periodos de expansión económica (por ejemplo, la burbuja puntocom) y de recesión (por ejemplo, el estallido de la burbuja puntocom, la crisis financiera mundial y la crisis de la deuda soberana). Los periodos de tranquilidad tienden a la convergencia de la tasa de desempleo. En cambio, los diferenciales de ingresos netos no muestran ningún patrón de convergencia. Los percentiles inferiores a la mediana

Gráfico 1. Diferenciales de tasa de desempleo y de ingresos netos



Notas: La franja sombreada en violeta indica el periodo de la burbuja puntocom, y la franja sombreada en gris indica el periodo de la crisis financiera mundial y la crisis de la deuda soberana.

Fuente: Elaboración de los autores con datos de Eurostat.

se mantienen relativamente estables, mientras que los superiores a la mediana manifiestan una lenta evolución hacia una mayor disparidad. A diferencia de las tasas de desempleo, las tendencias relativas al comportamiento de los diferenciales de ingresos netos permanecen más o menos estables en tiempos de crisis, expansión o tranquilidad.

Se controlan varios factores económicos, sociales, institucionales y culturales que pueden contribuir a la migración neta. En el cuadro A1 del anexo figura una descripción detallada de estas variables, junto con la fuente de los datos. En cuanto a los factores económicos, se controla la diferencia relativa al impuesto sobre la renta (*Imp*) y las prestaciones sociales promedio por persona (*Social*) entre dos países. A este respecto, Warin y Svaton (2008) investigan el interesante concepto de «migración de bienestar». En este artículo también se examina el impacto del tamaño del sector público a través de la variable *PUBL*. Clemente, Pueyo y Sanz (2008) defienden la influencia del tamaño del sector público en los flujos migratorios internacionales, mientras que Ariu, Docquier y Squicciarini (2016) atribuyen importancia a la calidad de las instituciones públicas. La variable de capital humano, *CH*, es la medida proporcionada por Barro y Lee (2013), basada en el nivel de escolaridad. Siguiendo la investigación de Davies y Wooton (1992) sobre el impacto de la desigualdad de ingresos en los flujos migratorios, se tienen en cuenta las diferencias relativas a la distribución de ingresos mediante la variable *Gini*.

Por lo que respecta a los factores sociales e institucionales, en primer lugar se analizan las diferencias relativas a la seguridad y la delincuencia a través de las variables *Delincuencia* y *Corrupción*. Lage de Sousa (2014) señala que la tasa de delincuencia es un impedimento efectivo de los flujos migratorios y Poprawe (2015) indica que la corrupción fomenta la emigración y desincentiva la inmigración. También se controlan las diferencias relativas a las tasas de fecundidad mediante la variable *FEC*. Según la información de que se dispone, este es el primer artículo en el que se analiza la asociación entre la tasa de fecundidad y los flujos migratorios.

El último grupo de factores examinado guarda relación con las diferencias culturales. Las cuatro primeras variables podrían considerarse indicadores indirectos de los costos de transporte; sin embargo, en general se consideran variables sustitutivas de la distancia cultural entre países. Las variables ficticias *F* y *FM*, que controlan los países que comparten una frontera común y una frontera marítima, respectivamente, son complementarias, en tanto en cuanto los países limítrofes a través de fronteras terrestres y marítimas suelen tener una historia común. La variable ficticia *AM* controla el acceso al océano o al mar, mientras que *LNDGEO* es el logaritmo natural de la distancia entre las capitales de un determinado par de países. Las variables de gravedad son el tipo de regresores más utilizado en la bibliografía sobre flujos migratorios internacionales (Ashby 2007; Kim y Cohen 2010; Etzo 2011).

La variable que representa la diferencia de temperatura promedio anual entre dos países (*Temp*) podría considerarse un indicador indirecto de la calidad de vida, pues se considera ventajoso vivir en países europeos más cálidos, que son también importantes destinos turísticos gracias a su clima agradable. Por otra parte, especialmente en el contexto europeo, la diferencia de temperatura también puede servir como indicador de similitud cultural. El impacto de la temperatura en los flujos migratorios ha sido ampliamente investigado dada su relación con el debate sobre el calentamiento global (Minehan y Wesselbaum 2023).

Por último, *ANTUE* es una variable ficticia de pertenencia a la UE antes de 2004. *L* es una variable ficticia que controla las lenguas oficiales comunes. *TRANS* es una variable binaria que controla los países poscomunistas.

3.2. Estrategia de estimación

Se adopta el promedio bayesiano de modelos (*Bayesian model averaging*, BMA) como método para evaluar la robustez de los determinantes examinados de la migración internacional

en Europa. En concreto, el BMA se basa en una estimación⁶ de todos los modelos posibles que pueden asignarse en función del conjunto de determinantes considerados. El BMA se basa en el teorema de Bayes para realizar inferencias basadas en todo el espacio del modelo, teniendo así en cuenta la incertidumbre. Como han demostrado varios autores (Kass y Raftery 1995; Raftery 1995), la metodología basada en el promedio de modelos es preferible a los enfoques basados en la evaluación de múltiples especificaciones de modelos estimados con MCO. Este último enfoque no tiene en cuenta adecuadamente la incertidumbre del modelo.

La regresión de referencia puede expresarse del siguiente modo:

$$y_{ijt} = \gamma + \alpha y_{ijt-1} + \beta x_{ijt} + u_{ijt} \quad (5)$$

donde y_{ijt} es el flujo migratorio neto entre los países i y j durante el periodo t , definido en la ecuación (1); x_{ijt} es una matriz de determinantes potenciales de la migración bilateral; β es un vector de parámetros; γ es una constante, y u_{ijt} es una perturbación aleatoria de la migración neta. Todas las variables se normalizaron antes de la estimación para facilitar las comparaciones de la fuerza relativa de la influencia entre los regresores examinados.

La configuración del modelo en la ecuación (5) permite el uso del BMA. Con 19 regresores potenciales (incluida la migración neta retardada), indexados por $k = 1, \dots, 19$, es posible estimar $2^K = 2^{19} = 524\,288$ modelos. A cada modelo estimado se le asigna una probabilidad *a posteriori* del modelo (PPM), que viene dada por la regla de Bayes:

$$PPM_m = \frac{L(\text{datos} | M_m) * P(M_m)}{\sum_{m=1}^{2^K} L(\text{datos} | M_m) * P(M_m)} \quad (6)$$

donde $L(\text{datos} | M_m)$ es el valor de la función de verosimilitud para el modelo m (M_m) y $P(M_m)$ es la probabilidad *a priori* del modelo m . La utilización de las PPM como ponderaciones permite calcular el promedio posterior (PmP) y la desviación típica posterior (DTP) del coeficiente β_k . El PmP del coeficiente β_k viene dado por:

$$PmP_k = \sum_{m=1}^{2^K} PPM_m * \hat{\beta}_{km} \quad (7)$$

donde $\hat{\beta}_{km}$ es el valor del coeficiente β_k estimado para el modelo m y k asigna un índice al regresor. Además, la DTP es igual a:

$$DTP_k = \sqrt{\sum_{m=1}^{2^K} PPM_m * V(\beta_k | \text{datos}, M_m) + \sum_{m=1}^{2^K} PPM_m * [\hat{\beta}_{km} - PmP_k]^2} \quad (8)$$

donde $V(\beta_k | \text{datos}, M_m)$ denota la varianza condicional del parámetro en el modelo M_m .

Suponiendo que cada modelo M_m tenga asignado un vector binario φ en el que 0 significa exclusión y 1 indica la inclusión de una variable k en el modelo, la probabilidad de inclusión posterior se calcula como:

$$PIP_k = \sum_{m=1}^{2^K} 1(\varphi_k = 1 | \text{datos}, M_m) * PPM_m \quad (9)$$

⁶ La estimación se realiza con mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y otros estimadores descritos más adelante en el artículo.

La probabilidad posterior de signo positivo del coeficiente en el modelo, $P(+)$, se calcula del siguiente modo:

$$P(+)=\begin{cases} \sum_{j=1}^{2^K} P(M_j | y) * FDA(t_{ij} | M_j), si signo[E(\beta_i | y)] = 1 \\ 1 - \sum_{j=1}^{2^K} P(M_j | y) * FDA(t_{ij} | M_j), si signo[E(\beta_i | y)] = -1 \end{cases} \quad (10)$$

donde FDA denota la función de distribución acumulativa y $t_{ij} \equiv (\hat{\beta}_i / \widehat{DT}_i | M_j)$.

La aplicación del BMA requiere especificar la distribución *a priori* del modelo, y es común utilizar una distribución *a priori* g en el espacio de parámetros. La regla de referencia (*benchmark*) (Fernández, Ley y Steel 2001) exige la elección de la información previa unitaria (*unit information prior*, UIP) (Kass y Wasserman 1995) sobre los coeficientes. Eicher, Papageorgiou y Raftery (2011) recomiendan la combinación de la UIP con una distribución *a priori* uniforme del modelo (probabilidades iguales de todos los modelos considerados), mientras que Ley y Steel (2009) recomiendan una distribución *a priori* binomial-beta (probabilidades iguales de todos los tamaños de modelo considerados). Por consiguiente, en todas las estimaciones aquí presentadas, la UIP se combinó con las distribuciones *a priori* uniforme y binomial-beta en el espacio del modelo.

La robustez de las variables se evalúa con la probabilidad de inclusión posterior y el valor absoluto de la relación entre el PmP y la DTP de un determinado regresor. Raftery (1995) clasifica una variable como débil, positiva, fuerte y muy fuerte cuando la probabilidad de inclusión posterior (PIP) se sitúa entre 0,5 y 0,75, entre 0,75 y 0,95, entre 0,95 y 0,99, y por encima de 0,99, respectivamente. El autor considera que una variable es robusta si este coeficiente es superior a 1, lo que indica que la inclusión de la variable mejora la potencia del modelo. Masanjala y Papageorgiou (2008) establecen un valor crítico de 1,3 con un intervalo de confianza del 90 por ciento en el enfoque frecuentista, mientras que Sala-i-Martin, Doppelhofer y Miller (2004) aconsejan utilizar un valor crítico de 2 correspondiente a un intervalo de confianza del 95 por ciento.

Por último, se recurre a una regresión cuantílica estimando la ecuación (4) e incluyendo todas las variables como factores explicativos de los flujos migratorios. La principal aportación de este enfoque se deriva de la evaluación de los flujos migratorios bilaterales y las variables mencionadas fuera de los valores promedio de los datos, permitiendo al mismo tiempo analizar las posibles relaciones no lineales entre el conjunto de factores explicativos y la variable de interés. Por lo tanto, el principal objetivo de esta metodología es revelar los efectos heterogéneos de los factores de atracción y expulsión sobre los flujos migratorios. Se divide la muestra en cuantiles, desde el extremo inferior (los flujos migratorios relativos más bajos) hasta el superior (los flujos migratorios relativos más altos). La regresión cuantílica tiene la importante ventaja de distinguir qué determinantes están asociados a diferentes magnitudes de flujos migratorios relativos. Así pues, mediante este enfoque es posible evaluar la importancia estadística y económica de los resultados. Por último, es importante destacar que el par de países y la composición por periodos de cada cuantil varían. La composición temporal de los cuantiles se presenta en el cuadro A2 del anexo, donde se observa que la composición temporal de los cuantiles es relativamente estable, mientras que la composición por pares de países de los cuantiles se caracteriza por una variabilidad mucho mayor.⁷

4. Resultados empíricos

4.1. Resultados del promedio bayesiano de modelos

En el cuadro 1 se presentan los resultados del BMA con distribuciones *a priori* uniforme y binomial-beta del modelo. En el gráfico 2 se muestra la comparación de las PIP entre los

⁷ En aras de la brevedad, no se presentan los resultados de la composición por pares de países. Están a disposición de quien desee consultarlos.

Cuadro 1. Estadísticos BMA con distribuciones *a priori* uniforme y binomial-beta del modelo (PmP y DTP normalizados)

Distribución <i>a priori</i>	Uniforme					Binomial-beta				
Estadístico	PIP	PmP	DTP	PmP/ DTP	P(+)	PIP	PmP	DTP	PmP/ DTP	P(+)
MIGRret	1,000	0,366	0,031	11,647	1,000	1,000	0,377	0,032	11,680	1,000
F	0,999	0,180	0,037	4,815	1,000	0,998	0,185	0,036	5,109	1,000
INGR	0,924	0,115	0,046	2,494	1,000	0,842	0,105	0,055	1,916	1,000
ANTUE	0,916	0,115	0,048	2,396	1,000	0,843	0,107	0,056	1,920	1,000
DESEMP	0,712	0,059	0,044	1,330	1,000	0,521	0,043	0,046	0,936	1,000
Temp	0,563	-0,054	0,054	-0,990	0,000	0,310	-0,028	0,046	-0,606	0,000
CH	0,559	0,048	0,049	0,979	1,000	0,295	0,024	0,041	0,584	1,000
AM	0,524	-0,040	0,043	-0,921	0,000	0,309	-0,023	0,038	-0,606	0,000
LNDGEO	0,253	-0,023	0,045	-0,513	0,000	0,152	-0,013	0,035	-0,377	0,000
Gini	0,240	-0,017	0,034	-0,493	0,000	0,117	-0,008	0,025	-0,321	0,000
L	0,100	0,005	0,019	0,278	1,000	0,058	0,003	0,015	0,210	1,000
FM	0,081	0,004	0,018	0,227	0,984	0,049	0,003	0,014	0,182	0,994
Social	0,063	0,002	0,011	0,188	1,000	0,039	0,001	0,010	0,154	1,000
TRANS	0,061	-0,002	0,016	-0,127	0,425	0,058	-0,003	0,018	-0,176	0,237
PUBL	0,061	-0,002	0,013	-0,187	0,006	0,033	-0,001	0,010	-0,139	0,006
Corrupción	0,053	0,002	0,014	0,112	0,691	0,037	0,001	0,012	0,113	0,714
Imp	0,044	0,001	0,007	0,125	0,997	0,025	0,001	0,006	0,106	0,999
Delincuencia	0,042	0,001	0,009	0,098	0,896	0,021	0,000	0,006	0,052	0,821
FEC	0,033	0,000	0,006	-0,045	0,154	0,018	0,000	0,004	-0,027	0,178

Notas: PIP: probabilidad de inclusión posterior; PmP: promedio posterior; DTP: desviación típica posterior; P(+): probabilidad posterior de signo positivo del coeficiente en el modelo. Se resaltan en negrita las variables clasificadas como robustas en las dos distribuciones *a priori*, al menos según un criterio.

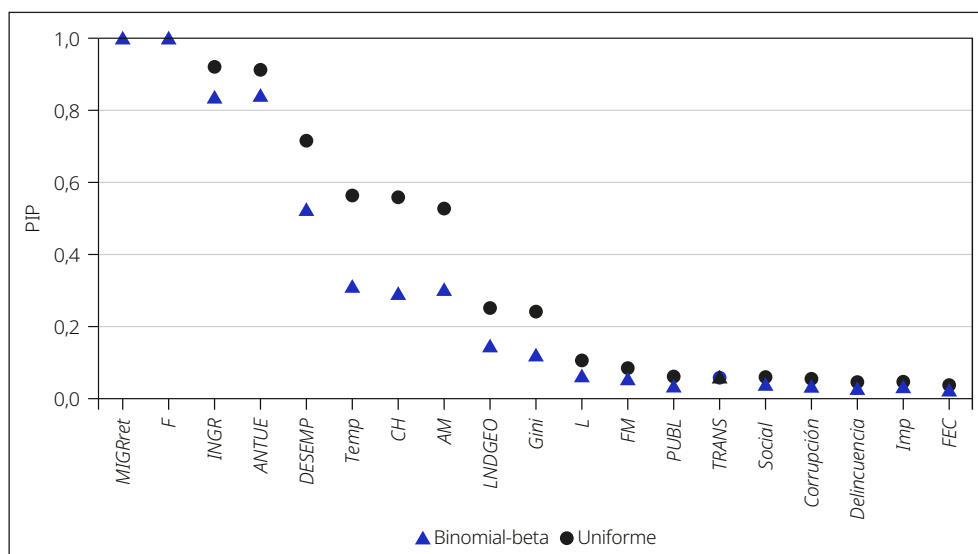
Fuente: Cálculos de los autores. Véanse las fuentes de datos de las variables en el cuadro A1 del anexo.

resultados obtenidos con ambas distribuciones. Se han identificado cinco variables que se clasifican como robustas en ambas especificaciones *a priori*, al menos según un criterio. Todos los valores de PmP y DTP están normalizados para facilitar la comparación de la fuerza relativa entre los determinantes examinados.⁸

La variable de migración retardada (*MIGRret*) se caracteriza por la mayor PIP y la relación más alta entre PmP y DTP. También tiene los PmP más elevados para las distribuciones *a priori* uniforme y binomial-beta del modelo (0,366 y 0,377, respectivamente), con valores que casi duplican los de la segunda variable, la variable ficticia de frontera. Este efecto es relativamente fuerte y demuestra que la inmigración pasada sienta las bases de la migración futura al facilitar mejores condiciones para la llegada de familiares, amigos y conocidos. Como ya se ha señalado, los inmigrantes actuales pueden ayudarles a encontrar vivienda y empleo y a familiarizarse con la nueva cultura y legislación del país de acogida.

⁸ Los valores no normalizados de PmP y DTP pueden consultarse en el cuadro SB1 del anexo suplementario B en línea. También se examina la posibilidad de una relación no lineal utilizando logaritmos naturales de todas las variables no estacionarias. Los resultados se presentan en el cuadro SB2, donde todas las variables no estacionarias son frágiles. Esto demuestra que, en este caso, la relación se aproxima mejor mediante un modelo lineal.

Gráfico 2. Probabilidad de inclusión posterior obtenida con las distribuciones *a priori* uniforme y binomial-beta del modelo



Fuente: Cálculos de los autores. Véanse las fuentes de datos de las variables en el cuadro A1 del anexo.

En el cuadro 2 se presentan los resultados obtenidos utilizando una medida alternativa de la migración pasada: la migración bilateral acumulada durante el periodo examinado, definida en la ecuación (2). En este caso, se observa que la variable *AcumMIG* («amigos y parientes») es aún más robusta, ya que el PmP asciende a 0,466 y 0,477 para las distribuciones *a priori* uniforme y binomial-beta, respectivamente, casi con la misma DTP. La asociación cada vez mayor entre migración pasada y actual demuestra que el efecto «amigos y parientes» aumenta con el tiempo a medida que un mayor número de inmigrantes se integran en la cultura del país de acogida o crean redes e instituciones que facilitan la llegada de nuevos inmigrantes. Curiosamente, el refuerzo de la asociación entre migración pasada y actual va acompañado de una caída de la correlación entre migración y diferenciales de desempleo. En consecuencia, la variable *DESEMP* es frágil en este caso. Este resultado ilustra aún más la tesis sobre la función dominante de las diferencias de ingresos sobre las diferencias de la tasa de desempleo.

Como se ilustra en el cuadro 1, la variable con la segunda relación más alta entre la PIP y el PmP y la DTP es la variable ficticia de frontera, *F*. Este resultado pone de manifiesto que los lazos culturales que unen a los países vecinos son lo suficientemente sólidos como para compensar los incentivos económicos expresados en diferencias de ingresos o tasas de desempleo. La última variable cultural clasificada como robusta es la variable ficticia de pertenencia a la UE antes de 2004, *ANTUE*. Se sitúa por encima de las diferencias de desempleo, pero por debajo de las diferencias de ingresos. Así pues, los resultados muestran que los factores culturales son superiores a las consideraciones económicas en cuanto a la fuerza de su asociación con los flujos migratorios.

En cuanto a las principales variables de interés, la primera variable económica de la lista de determinantes robustos de la migración es el valor absoluto de la diferencia de salario neto expresado en PPA, mientras que las diferencias relativas a la tasa de desempleo se sitúan como la última variable en la clasificación de robustez. Su comparación muestra que el efecto de la diferencia de ingresos duplica con creces el efecto de las diferencias de desempleo. Los PmP normalizados de *INGR* son 0,115 y 0,105, mientras que los de *DESEMP* son 0,059 y 0,043, en las distribuciones *a priori* uniforme y binomial-beta del modelo, respectivamente. La fuerza relativa de las diferencias de ingresos frente a las diferencias de tasa de desempleo se ve corroborada por el hecho de que *INGR* supera las pruebas de robustez descritas en el anexo suplementario en línea, mientras que *DESEMP* no las supera en varias ocasiones. Aun así, los

Cuadro 2. Estadísticos BMA con distribuciones a priori uniforme y binomial-beta del modelo: especificación con una medida alternativa de la migración pasada (PmP y DTP normalizados)

Distribución <i>a priori</i>	Uniforme					Binomial-beta				
Estadístico	PIP	PmP	DTP	PmP/ DTP	P(+)	PIP	PmP	DTP	PmP/ DTP	P(+)
AcumMIG	1,000	0,466	0,031	15,036	1,000	1,000	0,477	0,032	14,818	1,000
INGR	0,844	0,101	0,053	1,900	1,000	0,597	0,070	0,063	1,108	1,000
ANTUE	0,824	0,092	0,052	1,771	1,000	0,581	0,065	0,061	1,073	1,000
F	0,822	0,104	0,060	1,740	1,000	0,819	0,108	0,060	1,807	1,000
CH	0,687	0,059	0,047	1,257	1,000	0,330	0,027	0,042	0,640	1,000
LNDGEO	0,473	-0,051	0,062	-0,829	0,000	0,249	-0,028	0,053	-0,525	0,000
DESEMP	0,254	0,015	0,029	0,515	1,000	0,108	0,006	0,020	0,312	1,000
L	0,206	0,013	0,030	0,444	1,000	0,127	0,010	0,028	0,342	1,000
Temp	0,184	-0,012	0,030	-0,412	0,000	0,066	-0,004	0,018	-0,232	0,000
Gini	0,152	-0,008	0,023	-0,363	0,000	0,053	-0,003	0,014	-0,203	0,000
TRANS	0,112	-0,007	0,025	-0,282	0,064	0,159	-0,013	0,032	-0,394	0,013
AM	0,109	-0,005	0,017	-0,293	0,000	0,040	-0,002	0,010	-0,173	0,000
Social	0,103	0,005	0,017	0,280	1,000	0,055	0,003	0,014	0,207	1,000
Corrupción	0,085	0,004	0,019	0,232	0,972	0,054	0,003	0,016	0,200	0,989
Imp	0,062	0,002	0,010	0,192	1,000	0,028	0,001	0,007	0,134	1,000
PUBL	0,052	-0,002	0,010	-0,162	0,008	0,021	-0,001	0,007	-0,105	0,010
FM	0,047	0,001	0,009	0,126	0,909	0,019	0,000	0,006	0,085	0,938
Delincuencia	0,038	0,000	0,007	0,033	0,735	0,015	0,000	0,005	-0,017	0,546
FEC	0,036	0,000	0,006	-0,044	0,209	0,014	0,000	0,004	-0,018	0,341
Notas: PIP: probabilidad de inclusión posterior; PmP: promedio posterior; DTP: desviación típica posterior; P(+): probabilidad posterior de signo positivo del coeficiente en el modelo. Se resaltan en negrita las variables clasificadas como robustas en las dos distribuciones <i>a priori</i> , al menos según un criterio.										
Fuente: Cálculos de los autores. Véanse las fuentes de datos de las variables en el cuadro A1 del anexo.										

resultados relativos al impacto de las diferencias de desempleo y de ingresos en la migración se ven corroborados por los valores promedio de la migración neta durante el periodo.⁹

Otras tres variables muestran cierta robustez en la distribución *a priori* uniforme del modelo; sin embargo, resultan ser frágiles en la distribución *a priori* binomial-beta. La primera de ellas es la diferencia de capital humano (*CH*), cuyo PmP positivo indica que los trabajadores fluyen desde los países faltos de capital humano hacia los países con altos niveles de capital humano. Las dos últimas variables robustas son indicadores indirectos de la similitud cultural: el acceso al océano o al mar (*AM*) y la diferencia de temperatura promedio (*Temp*). El caso de *Temp* reviste especial interés, ya que demuestra que la diferencia de temperatura es un indicador de similitud cultural más adecuado que una lengua común en el contexto europeo. Además, un PmP negativo en *Temp* indica que no hay evidencia de emigración de países más fríos a países más cálidos. El resto de las variables

⁹ El cuadro SB3 del anexo suplementario B en línea indica que los países con salarios medios más altos y tasas más bajas de desempleo son receptores netos de migrantes. Las dos excepciones son los Países Bajos y Suecia, y la única explicación —en el ámbito de los determinantes identificados de flujos migratorios— es que ambos países limitan solo con dos países, lo que parece indicar una mayor distancia cultural con el resto de la muestra.

son débiles independientemente del criterio de robustez examinado. Sin embargo, la fragilidad de algunas variables puede considerarse un resultado interesante en sí mismo. Las diferencias en los tipos impositivos medios (*Imp*), el nivel de prestaciones sociales (*Social*), la proporción de gasto público en el PIB (*PUBL*) y el coeficiente de Gini (*Gini*) son frágiles. Este resultado se mantiene incluso si se eliminan los ingresos netos del conjunto de regresores considerado.¹⁰ Por lo tanto, los resultados demuestran que la migración intracomunitaria no viene motivada por el fenómeno de «migración a los estados de bienestar». Del mismo modo, las diferencias en la prevalencia de la delincuencia y la corrupción no se correlacionan con los flujos migratorios.

Los cálculos de BMA se han sometido a varias pruebas de robustez (sección B.1 del anexo suplementario B en línea. Las pruebas confirman los resultados expuestos en este artículo.

4.2. Resultados de la regresión cuantílica

Los resultados de la estimación de la regresión cuantílica se recogen en el cuadro 3.¹¹ El primer cuantil representa los menores flujos migratorios netos, mientras que el noveno cuantil corresponde a los mayores flujos migratorios. Como era de esperar, las estimaciones puntuales de la regresión cuantílica son siempre superiores a sus respectivos PmP. En el caso de la regresión cuantílica, no se tiene en cuenta la incertidumbre del modelo, por lo que los coeficientes estimados están sesgados al alza en comparación. Las estimaciones puntuales de la regresión cuantílica deben interpretarse como límites superiores de la asociación. Por lo tanto, en el caso de la regresión cuantílica, se interpretan los resultados desde una perspectiva cualitativa y no cuantitativa.

Los resultados indican que la migración pasada es el mejor predictor de la migración actual en todos los cuantiles. La fuerza de la asociación entre ambas aumenta de 0,542 a 0,875 entre el primer y el noveno cuantil. El valor de la estimación puntual aumenta sucesivamente de un cuantil a otro. Este resultado pone de relieve la influencia del efecto «amigos y parientes», en virtud del cual unos flujos migratorios más elevados en el pasado contribuyen a aumentar los flujos en el futuro. El efecto no es lineal y los datos muestran que los migrantes gravitan con más fuerza hacia lugares donde ya se han establecido muchos de sus conciudadanos. Se constata que las diferencias relativas a las tasas de desempleo y a los ingresos afectan a casi todos los cuantiles. Los valores de *INGR* en el cuadro 3 se deben principalmente a los cuantiles inferiores, donde la asociación entre migración y diferencias de ingresos es más sólida.

Los valores de las estimaciones puntuales de ingresos (gráfico 3) están por encima de los valores de desempleo en todos los cuantiles excepto en el noveno, pero los coeficientes no son estadísticamente significativos. Este resultado corrobora los cálculos obtenidos en el marco del BMA en cuanto a la importancia relativa de las diferencias de ingresos y de desempleo al impulsar los flujos migratorios netos. También refuerza firmemente el factor de la inmigración pasada como facilitador de la inmigración futura. Comparativamente, la magnitud del impacto de las diferencias de ingresos y de desempleo disminuye a medida que aumenta el tamaño del flujo, mientras que el llamado efecto «amigos y parientes» toma el relevo.

Los resultados de la regresión cuantílica en las variables asociadas a la distancia física y la proximidad cultural son más dispares. La distancia geográfica entre países, *LNDGEO*, tiene un efecto negativo sobre la migración en los seis primeros cuantiles y en el octavo. Como

¹⁰ Véase el cuadro SB4 del anexo suplementario B en línea.

¹¹ Se realizan comprobaciones de robustez ejecutando regresiones cuantílicas con el cuantil fijado en el primer periodo. Los resultados se presentan en la sección B.2 del anexo suplementario B en línea. Los resultados de la estimación proporcionan evidencia empírica aún más sólida sobre la prevalencia de las diferencias de ingresos sobre las diferencias relativas a la tasa de desempleo como motivación de los flujos migratorios internacionales.

Cuadro 3. Resultados de la estimación de las regresiones cuantílicas (coeficientes normalizados)

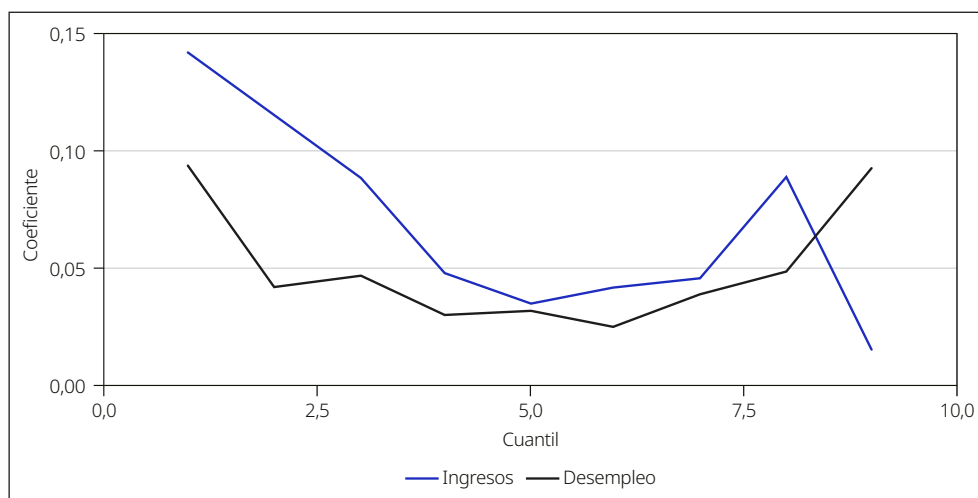
Cuantil	1.º	2.º	3.º	4.º	5.º	6.º	7.º	8.º	9.º
<i>MIGRret</i>	0,542*** (0,083)	0,602*** (0,082)	0,635*** (0,070)	0,691*** (0,071)	0,716*** (0,064)	0,736*** (0,067)	0,759*** (0,059)	0,785*** (0,067)	0,875*** (0,109)
<i>DESEMP</i>	0,094** (0,043)	0,042** (0,018)	0,047*** (0,011)	0,030*** (0,010)	0,032*** (0,010)	0,025** (0,011)	0,039** (0,015)	0,048* (0,026)	0,093 (0,069)
<i>INGR</i>	0,142 (0,100)	0,115*** (0,038)	0,089*** (0,023)	0,048** (0,020)	0,035** (0,015)	0,042** (0,020)	0,046** (0,020)	0,089** (0,037)	0,015 (0,116)
<i>Imp</i>	-0,033 (0,041)	-0,034 (0,024)	-0,020 (0,015)	-0,018* (0,010)	-0,005 (0,006)	-0,004 (0,007)	-0,007 (0,011)	0,008 (0,014)	0,038 (0,037)
<i>Social</i>	0,067 (0,058)	0,025 (0,030)	0,002 (0,016)	-0,005 (0,014)	-0,008 (0,010)	0,003 (0,010)	0,005 (0,015)	0,008 (0,016)	-0,037 (0,045)
<i>TRANS</i>	0,012 (0,065)	0,031 (0,033)	0,010 (0,023)	-0,004 (0,015)	-0,007 (0,012)	-0,005 (0,013)	-0,008 (0,016)	0,004 (0,028)	-0,105 (0,066)
<i>ANTUE</i>	0,039 (0,060)	0,039 (0,036)	0,012 (0,031)	-0,002 (0,024)	0,005 (0,016)	0,017 (0,018)	0,032 (0,025)	0,044 (0,035)	0,006 (0,090)
<i>FM</i>	0,095 (0,067)	0,029 (0,032)	0,037* (0,022)	0,036** (0,016)	0,031** (0,013)	0,029** (0,014)	0,040* (0,022)	0,077** (0,031)	0,177*** (0,066)
<i>F</i>	0,001 (0,053)	0,030 (0,037)	0,030 (0,028)	0,019 (0,024)	0,025 (0,021)	0,021 (0,019)	0,033* (0,019)	0,050* (0,028)	0,065 (0,095)
<i>LNDGEO</i>	-0,103** (0,048)	-0,072** (0,030)	-0,088*** (0,024)	-0,051** (0,020)	-0,041** (0,016)	-0,032** (0,016)	-0,029 (0,019)	-0,050** (0,022)	-0,078 (0,050)
<i>L</i>	0,133*** (0,046)	0,031 (0,029)	0,017 (0,027)	0,023 (0,026)	0,016 (0,021)	0,028 (0,019)	0,037* (0,022)	0,055 (0,033)	0,113** (0,055)
<i>AM</i>	-0,110*** (0,040)	-0,019 (0,013)	-0,011 (0,012)	0,004 (0,011)	0,008 (0,008)	0,009 (0,008)	0,008 (0,008)	0,017 (0,016)	0,023 (0,046)
<i>Temp</i>	0,029 (0,060)	-0,011 (0,019)	-0,002 (0,019)	0,001 (0,017)	-0,004 (0,012)	-0,013 (0,014)	-0,026* (0,014)	-0,008 (0,023)	-0,057 (0,049)
<i>CH</i>	0,109*** (0,034)	0,093*** (0,022)	0,071*** (0,021)	0,044*** (0,016)	0,036*** (0,012)	0,036*** (0,012)	0,051*** (0,012)	0,071*** (0,020)	0,090** (0,040)
<i>PUBL</i>	0,003 (0,052)	-0,026 (0,017)	-0,044*** (0,016)	-0,039*** (0,011)	-0,035*** (0,012)	-0,035*** (0,009)	-0,045*** (0,014)	-0,075*** (0,024)	-0,162*** (0,057)
<i>Gini</i>	0,000 (0,067)	-0,029 (0,022)	-0,038** (0,016)	-0,030** (0,014)	-0,021 (0,014)	-0,019 (0,013)	-0,018 (0,014)	-0,047** (0,021)	-0,110** (0,045)
<i>FEC</i>	-0,004 (0,057)	0,010 (0,027)	-0,009 (0,018)	-0,010 (0,010)	-0,012 (0,011)	-0,013 (0,016)	-0,024 (0,019)	-0,053 (0,035)	-0,154** (0,065)
<i>Corrupción</i>	-0,043 (0,063)	-0,051** (0,024)	-0,030* (0,015)	-0,013 (0,014)	-0,005 (0,012)	-0,005 (0,016)	0,010 (0,023)	0,026 (0,045)	0,153* (0,084)
<i>Delincuencia</i>	0,004 (0,055)	0,035* (0,021)	0,015 (0,020)	0,012 (0,014)	0,016** (0,008)	0,017* (0,009)	0,032*** (0,010)	0,043* (0,023)	0,121** (0,052)

* Significativo al nivel del 90 por ciento. ** Significativo al nivel del 95 por ciento. *** Significativo al nivel del 99 por ciento.

Notas: Los errores estándar se indican entre paréntesis.

Fuente: Cálculos de los autores. Véanse las fuentes de datos de las variables en el cuadro A1 del anexo.

Gráfico 3. Estimaciones puntuales de las diferencias de desempleo e ingresos a lo largo de la distribución migratoria (coeficientes normalizados)



Fuente: Cálculos de los autores. Véanse las fuentes de datos de las variables en el cuadro A1 del anexo.

cabía esperar, cuanto mayor es la distancia entre los dos países, menor es el tamaño de los flujos migratorios, lo que indica la importancia de los costos de transporte y de la distancia cultural estimada a partir de la distancia espacial. Sin embargo, el costo del transporte no parece ser un factor importante que explique los mayores flujos migratorios. Compartir una frontera marítima común, *FM*, se asocia a una mayor migración bilateral en los siete cuantiles superiores. La presencia de una frontera común, *F*, es significativa en los cuantiles séptimo y octavo, mientras que una lengua común es significativa en los cuantiles primero, séptimo y noveno. La diferencia en la temperatura promedio, *Temp*, y el acceso al mar, *AM*, solo es significativa en un cuantil. Por lo tanto, en contraste con la migración pasada y las consideraciones económicas, los factores culturales tienden a ser más específicos de determinados cuantiles.

En consonancia con los resultados de toda la muestra, se observa que la migración pasada es el factor predictivo más importante de la migración futura. Además, la fuerza del efecto «amigos y parientes» aumenta con la magnitud de los flujos migratorios relativos. Por un lado, en los cuantiles inferiores prevalecen las consideraciones económicas, incluidas las diferencias de ingresos, las oportunidades de empleo disponibles, así como los costos de desplazamiento. Por otro lado, los factores culturales influyen más en los cuantiles más altos, donde el hecho de compartir una frontera y una lengua en común se asocian con flujos migratorios netos más elevados, incluso en mayor medida que los factores puramente económicos.

En contraste con los resultados correspondientes al conjunto de la distribución, la diferencia de capital humano está positivamente asociada con la migración en todos los cuantiles. Este resultado demuestra que las variaciones en el nivel de competencias profesionales de la población son un buen indicador de los flujos migratorios internacionales. Se trata de una evidencia sorprendente, ya que las diferencias de capital humano se clasifican como frágiles. Sin embargo, esto puede explicarse por el concepto de complementariedad de los regresores desarrollado en la bibliografía sobre conjuntividad (Ley y Steel 2007; Doppelhofer y Weeks 2009; Hofmarcher et al. 2018). El *CH* muestra una relación complementaria con otros determinantes robustos de la migración internacional, de manera que las diferencias de capital humano son estadísticamente significativas cuando se incluyen junto con esos otros factores. Esto se refleja en el hecho de que el *CH* es robusto en la distribución *a priori* uniforme del modelo. La distribución *a priori* binomial-beta concentra una mayor masa de probabilidad en los modelos más pequeños, donde la asociación de la migración internacional con el *CH* no es significativa. Otra posible explicación de la falta de robustez del *CH* en los resultados principales es que, según los datos analizados, la relación no está

bien modelizada por una aproximación lineal. Los resultados de la regresión cuantílica indican que el *CH* tiene un impacto en forma de U a lo largo de los cuantiles, en cuanto a la magnitud estimada del efecto, observándose el mayor grado de asociación con los flujos migratorios internacionales en los cuantiles más bajos y más altos.

La diferencia relativa a la proporción de gasto público en el PIB (*PUBL*) se asocia negativamente con los flujos migratorios netos internacionales, lo que indica que la «migración a los estados de bienestar» carece de evidencia empírica. Esta idea se ve reforzada por los resultados de la diferencia en la distribución de ingresos (*Gini*). Las estimaciones puntuales de esta variable son negativas y solo estadísticamente significativas en cuatro cuantiles. La diferencia de nivel de corrupción (*Corrupción*) muestra una pendiente negativa en los cuantiles inferiores, y los coeficientes solo son estadísticamente significativos en dos cuantiles. Sin embargo, el coeficiente estimado se vuelve positivo en los tres cuantiles más altos, con una estimación puntual estadísticamente significativa en el noveno cuantil. Por lo tanto, de los datos no se extrae ninguna conclusión clara sobre la asociación entre el nivel de corrupción y la magnitud de los flujos migratorios. Por último, los coeficientes estimados para las diferencias relativas a los índices de delincuencia (*Delincuencia*) son positivos y estadísticamente significativos en seis cuantiles, lo que parece indicar que los ciudadanos europeos prefieren vivir en países más seguros. Sin embargo, este efecto se limita a los flujos migratorios relativamente altos.

5. Síntesis y conclusiones

En este artículo se han examinado los determinantes de la migración laboral en el seno de la UE a partir de un conjunto de datos que abarca 23 países durante el periodo 1995-2019. El enfoque metodológico se basa en el BMA y la regresión cuantílica, con el objetivo de evaluar la importancia relativa de las diferencias de tasa de desempleo y nivel de ingresos. Se concluye que la proximidad cultural y el efecto «amigos y parientes» ocupan el primer lugar en cuanto a la fuerza de su asociación con los flujos migratorios internacionales. En particular, las migraciones pasadas siguen siendo, con mucho, el mejor indicador de las migraciones futuras.

Los determinantes económicos constituyen el segundo nivel de importancia relativa. Los resultados indican que la asociación de la migración con las diferencias de ingresos es dos veces más sólida que su asociación con el desempleo. Además, la conexión entre las diferencias de ingresos y los flujos migratorios resulta ser una característica robusta en los datos analizados, mientras que la asociación con las diferencias de desempleo no lo es. La regresión cuantílica indica que los valores de las estimaciones puntuales de los ingresos superan los de las diferencias de la tasa de desempleo en todos los cuantiles (excepto en el noveno). Este resultado corrobora las estimaciones obtenidas con el marco del BMA, en cuanto a la importancia relativa de las diferencias de ingresos y de desempleo como motivación de los flujos migratorios netos en una selección de países de la UE durante el periodo analizado.

Combinando estos resultados con las diferencias de ingresos gradualmente crecientes, representadas en el gráfico 1 *b*), se obtiene una imagen menos optimista del potencial de la UE para ajustarse a los choques asimétricos. Esto plantea un problema especialmente acuciante, dada la cantidad de investigaciones que documentan la divergencia del ciclo económico dentro de la UE en el último decenio (Beck 2020, 2021b, 2021c y 2022; Degiannakis, Duffy y Filis 2014; Ferroni y Klaus 2015; Grigoraş y Stanciu 2016). Incluso la crisis de la COVID-19 tuvo tan solo un efecto sincronizador temporal (Beck 2023). De ahí el interés de introducir un mecanismo de ajuste alternativo en presencia de una política monetaria común. Los resultados ponen de relieve que la migración de la fuerza de trabajo no puede desempeñar eficazmente esa función. En consecuencia, tanto los funcionarios de la UE como los dirigentes de los países soberanos, incluidos los de la eurozona y los posibles nuevos miembros, deberían contemplar la posibilidad de adoptar soluciones alternativas.

Con la voluntad política de los dirigentes, el federalismo fiscal podría ser un medio complementario para garantizar un mejor diseño institucional de la UE como AMO. Sin embargo, esta cuestión requiere un análisis exhaustivo de la movilidad laboral en los estados de los Estados Unidos y en los países miembros de la UE, teniendo en cuenta la importancia de las transferencias fiscales y la integración fiscal para desentrañar la influencia del federalismo tributario en el éxito de las AMO.

Al examinar los resultados relativos a los determinantes económicos, es importante reconocer su importancia secundaria en comparación con la proximidad cultural y el efecto «amigos y familia», que constituyen el primer nivel de los determinantes de la migración internacional. En el segundo nivel, las diferencias de ingresos predominan sobre las diferencias de tasas de desempleo como factor preponderante de ajuste económico favorable. Así pues, el efecto «precios», representado por las diferencias de ingresos, influye más en las decisiones migratorias que el efecto «cantidad» vinculado a las diferencias relativas a las tasas de desempleo. Por lo tanto, a menos que las tasas de desempleo difieran mucho entre países, el principal motor económico de la migración dentro de la UE está relacionado con los salarios. De hecho, los países con salarios medios netos más elevados suelen tener mayores flujos migratorios netos. En definitiva, el capital humano de la UE busca mayores ingresos a través de la migración.

Agradecimientos

Los autores dan las gracias a la editora jefa de la *Revista* y a dos evaluadores anónimos por sus útiles comentarios. Esta investigación ha recibido financiación de la Fundação para a Ciência e a Tecnologia (FCT) de Portugal [subvención núm. UIDB/05069/2020] y del Narodowe Centrum Nauki de Polonia [subvención núm. 2021/43/B/HS4/01745]. Las opiniones expresadas son de los autores y no reflejan necesariamente las de sus empleadores. Los autores son los únicos responsables de los errores que hayan podido persistir en el artículo.

Conflicto de intereses

Los autores declaran que no incurren en ningún conflicto de intereses con respecto al presente artículo.

Bibliografía citada

- Abel, Guy J., y Joel E. Cohen. 2022. «Bilateral International Migration Flow Estimates Updated and Refined by Sex». *Scientific Data* 9: artículo núm. 173. <https://doi.org/10.1038/s41597-022-01271-z>.
- Afonso, António, y Davide Furceri. 2008. «EMU Enlargement, Stabilisation Costs and Insurance Mechanisms». *Journal of International Money and Finance* 27 (2): 169-187. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2007.12.010>.
- Altonji, Joseph G., y David Card. 1991. «The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Less-Skilled Natives». En *Immigration, Trade, and the Labor Market*, editado por John M. Abowd y Richard B. Freeman, 201-234. Chicago: University of Chicago Press.
- Aparicio-Fenoll, Ainhoa, y Zoë Kuehn. 2016. «Does Foreign Language Proficiency Foster Migration of Young Individuals within the European Union?». En *The Economics of Language Policy*, editado por Michele Gazzola y Bengt-Arne Wickström, 331-356. Cambridge (Estados Unidos): MIT Press.
- Ariu, Andrea, Frédéric Docquier y Mara P. Squicciarini. 2016. «Governance Quality and Net Migration Flows». *Regional Science and Urban Economics* 60 (septiembre): 238-248. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2016.07.006>.

- Ashby, Nathan J. 2007. «Economic Freedom and Migration Flows between U.S. States». *Southern Economic Journal* 73 (3): 677-697. <https://doi.org/10.1002/j.2325-8012.2007.tb00796.x>.
- Baglioni, Angelo, Andrea Boitani y Massimo Bordignon. 2016. «Labor Mobility and Fiscal Policy in a Currency Union». *FinanzArchiv/Public Finance Analysis* 72 (4): 371-406.
- Barro, Robert J., y Jong Wha Lee. 2013. «A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010». *Journal of Development Economics* 104 (septiembre): 184-198. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2012.10.001>.
- Beck, Krzysztof. 2020. «Decoupling after the Crisis: Western and Eastern Business Cycles in the European Union». *Eastern European Economics* 58 (1): 68-82. <https://doi.org/10.1080/00128775.2019.1656086>.
- 2021a. «Migration and Business Cycles: Testing the OCA Theory Predictions in the European Union». *Applied Economics Letters* 28 (13): 1087-1091. <https://doi.org/10.1080/13504851.2020.1798339>
- 2021b. «Capital Mobility and the Synchronization of Business Cycles: Evidence from the European Union». *Review of International Economics* 29 (4): 1065-1079. <https://doi.org/10.1111/roie.12536>.
- 2021c. «Why Business Cycles Diverge? Structural Evidence from the European Union». *Journal of Economic Dynamics and Control* 133 (diciembre): artículo núm. 104263. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2021.104263>.
- 2022. «Macroeconomic Policy Coordination and the European Business Cycle: Accounting for Model Uncertainty and Reverse Causality». *Bulletin of Economic Research* 74 (2): 1095-1114. <https://doi.org/10.1111/boer.12334>.
- 2023. «Synchronization without Similarity: The Effects of COVID-19 Pandemic on GDP Growth and Inflation in the Eurozone». *Applied Economics Letters* 30 (8): 1028-1032. <https://doi.org/10.1080/13504851.2022.2032579>.
- Beck, Krzysztof, y Ntokozo Patrick Nzimande. 2023. «Labor Mobility and Business Cycle Synchronization in Southern Africa». *Economic Change and Restructuring* 56 (1): 159-179. <https://doi.org/10.1007/s10644-022-09416-1>.
- Borjas, George J. 1995. «The Economic Benefits from Immigration». *Journal of Economic Perspectives* 9 (2): 3-22. <https://doi.org/10.1257/jep.9.2.3>.
- 2003. «The Labor Demand Curve Is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market». *Quarterly Journal of Economics* 118 (4): 1335-1374. <https://doi.org/10.1162/003355303322552810>.
- Borjas, George J., Richard B. Freeman y Lawrence F. Katz. 1996. «Searching for the Effect of Immigration on the Labor Market». *American Economic Review* 86 (2): 246-251.
- Boyd, Monica. 1989. «Family and Personal Networks in International Migration: Recent Developments and New Agendas». *International Migration Review* 23 (3): 638-670. <https://doi.org/10.1177/019791838902300313>.
- Card, David. 2001. «Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration». *Journal of Labor Economics* 19 (1): 22-64. <https://doi.org/10.1086/209979>.
- 2005. «Is the New Immigration Really so Bad?». *Economic Journal* 115 (507): F300-F323. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2005.01037.x>.
- 2009. «Immigration and Inequality». *American Economic Review* 99 (2): 1-21. <https://doi.org/10.1257/aer.99.2.1>.
- Chiswick, Barry, y Paul W. Miller (eds.). 2014. *Handbook of the Economics of International Migration*. Vol. 1A. *The Immigrants*. North Holland: Elsevier.

- Clemente, Jesús, Fernando Pueyo y Fernando Sanz. 2008. «A Migration Model with Congestion Costs: Does the Size of Government Matter?». *Economic Modelling* 25 (2): 300-311. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2007.06.007>.
- Davies, James B., e Ian Wooton. 1992. «Income Inequality and International Migration». *Economic Journal* 102 (413): 789-802. <https://doi.org/10.2307/2234577>.
- Degiannakis, Stavros, David Duffy y George Filis. 2014. «Business Cycle Synchronization in EU: A Time-Varying Approach». *Scottish Journal of Political Economy* 61 (4): 348-370. <https://doi.org/10.1111/sjpe.12049>.
- Doppelhofer, Gernot, y Melvyn Weeks. 2009. «Jointness of Growth Determinants». *Journal of Applied Econometrics* 24 (2): 209-244. <https://doi.org/10.1002/jae.1046>.
- Dustmann, Christian. 2003. «Return Migration, Wage Differentials, and the Optimal Migration Duration». *European Economic Review* 47 (2): 353-369. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(01\)00184-2](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00184-2).
- Eichengreen, Barry. 1992. «Is Europe an Optimum Currency Area?». En *The European Community after 1992: Perspectives from the Outside*, editado por Silvo Borner y Herbert Grubel, 138-164. Basingstoke: Macmillan.
- Eicher, Theo S., Chris Papageorgiou y Adrian E. Raftery. 2011. «Default Priors and Predictive Performance in Bayesian Model Averaging, with Application to Growth Determinants». *Journal of Applied Econometrics* 26 (1): 30-55. <https://doi.org/10.1002/jae.1112>
- Esposito, Piero, Stefan Collignon y Sergio Scicchitano. 2020. «The Effect of Immigration on Unemployment in Europe: Does the Core-Periphery Dualism Matter?». *Economic Modelling* 84 (enero): 249-258. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.04.014>.
- Etzo, Ivan. 2011. «The Determinants of the Recent Interregional Migration Flows in Italy: A Panel Data Analysis». *Journal of Regional Science* 51 (5): 948-966. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2011.00730.x>.
- Evers, Michael P. 2015. «Fiscal Federalism and Monetary Unions: A Quantitative Assessment». *Journal of International Economics* 97 (1): 59-75. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.05.001>.
- Fernández, Caremen, Eduardo Ley y Mark F. J. Steel. 2001. «Benchmark Priors for Bayesian Model Averaging». *Journal of Econometrics* 100 (2): 381-427. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(00\)00076-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(00)00076-2).
- Ferroni, Filippo, y Benjamin Klaus. 2015. «Euro Area Business Cycles in Turbulent Times: Convergence or Decoupling?». *Applied Economics* 47 (34-35): 3791-3815. <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1021458>.
- Franc, Sanja, Anita Čeh Časni y Antea Barišić. 2019. «Determinants of Migration Following the EU Enlargement: A Panel Data Analysis». *South East European Journal of Economics and Business* 14 (2): 13-22. <https://doi.org/10.2478/jeb-2019-0010>.
- Frankel, Jeffery A., y Andrew K. Rose. 1998. «The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria». *Economic Journal* 108 (449): 1009-1025. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00327>.
- Gallardo-Sejas, Hugo, Salvador-Gil Pareja, Rafael Llorca-Vivero y José Martínez-Serrano. 2006. «Determinants of European Immigration: A Cross-Country Analysis». *Applied Economics Letters* 13 (12): 769-773. <https://doi.org/10.1080/13504850500424975>.
- Geis, Wido, Silke Uebelmesser y Martin Werding. 2013. «How do Migrants Choose Their Destination Country? An Analysis of Institutional Determinants». *Review of International Economics* 21 (5): 825-840. <https://doi.org/10.1111/roie.12073>.

- Grigoraș, Veaceslav, e Irina Eusignia Stanciu. 2016. «New Evidence on the (De)Synchronization of Business Cycles: Reshaping the European Business Cycle». *International Economics* 147 (octubre): 27-52. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2016.03.002>.
- Gros, Daniel. 1996. «A Reconsideration of the Optimum Currency Area Approach: The Role of External Shocks and Labor Mobility». *National Institute Economic Review* 158 (octubre): 108-117. <https://doi.org/10.1177/002795019615800108>.
- Hadler, Markus. 2006. «Intentions to Migrate within the European Union: A Challenge for Simple Economic Macro-Level Explanations». *European Societies* 8 (1): 111-140. <https://doi.org/10.1080/14616690500491324>.
- Hofmarcher, Paul, Jesús Crespo Cuaresma, Bettina Grün, Stefan Humer y Mathias Moser. 2018. «Bivariate Jointness Measures in Bayesian Model Averaging: Solving the Conundrum». *Journal of Macroeconomics* 57 (septiembre): 150-165. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2018.05.005>.
- Hooghe, Marc, Ann Trappers, Bart Meuleman y Tim Reeskens. 2008. «Migration to European Countries: A Structural Explanation of Patterns, 1980–2004». *International Migration Review* 42 (2): 476-504. <https://doi.org/10.1111/j.1747-7379.2008.00132.x>.
- Jager, Jennifer, y Kurt A. Hafner. 2013. «The Optimum Currency Area Theory and the EMU». *Intereconomics* 48 (5): 315-322. <https://doi.org/10.1007/s10272-013-0474-7>.
- Jennissen, Roel. 2003. «Economic Determinants of Net International Migration in Western Europe». *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie* 19 (2): 171-198. <https://doi.org/10.1023/A:1023390917557>.
- Kahanec, Martin, y Brian Fabo. 2013. «Migration Strategies of Crisis-Stricken Youth in an Enlarged European Union». *Transfer: European Review of Labour and Research* 19 (3): 365-380. <https://doi.org/10.1177/1024258913493701>.
- Kass, Robert E., y Adrian E. Raftery. 1995. «Bayes Factors». *Journal of the American Statistical Association* 90 (430): 773-795. <https://doi.org/10.1080/01621459.1995.10476572>.
- Kass, Robert E., y Larry Wasserman. 1995. «A Reference Bayesian Test for Nested Hypotheses and Its Relationship to the Schwarz Criterion». *Journal of the American Statistical Association* 90 (431): 928-934. <https://doi.org/10.2307/2291327>.
- Kim, Keuntae, y Joel E. Cohen. 2010. «Determinants of International Migration Flows to and from Industrialized Countries: A Panel Data Approach beyond Gravity». *International Migration Review* 44 (4): 899-932. <https://doi.org/10.1111/j.1747-7379.2010.00830.x>.
- Krugman, Paul. 1993. «Lessons of Massachusetts for EMU». En *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, editado por Francisco Torres y Francesco Giavazzi, 241-266. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lage de Sousa, Filipe. 2014. «Does Crime Affect Migration Flows?». *Papers in Regional Science* 93 (S1): S99-S112. <https://doi.org/10.1111/pirs.12047>.
- Landesmann, Michael, Sandra M. Leitner e Isilda Mara. 2015. «Intra-EU Mobility and Push and Pull Factors in EU Labour Markets: Estimating a Panel VAR Model». Working Paper No. 120. Viena: Vienna Institute for International Economic Studies.
- Ley, Eduardo, y Mark F. J. Steel. 2007. «Jointness in Bayesian Variable Selection with Applications to Growth Regression». *Journal of Macroeconomics* 29 (3): 476-493. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2006.12.002>.
- 2009. «On the Effect of Prior Assumptions in Bayesian Model Averaging with Applications to Growth Regression». *Journal of Applied Econometrics* 24 (4): 651-674. <https://doi.org/10.1002/jae.1057>.

- Marsden, David. 1992. «European Integration and the Integration of European Labour Markets». *LABOUR* 6 (1): 3-36. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9914.1992.tb00052.x>.
- Masanjala, Winford H., y Chris Papageorgiou. 2008. «Rough and Lonely Road to Prosperity: A Reexamination of the Sources of Growth in Africa Using Bayesian Model Averaging». *Journal of Applied Econometrics* 23 (5): 671-682. <https://doi.org/10.1002/jae.1020>.
- Minehan, Shannon, y Dennis Wesselbaum. 2023. «Do Climate Change Expectations Drive Migration? Evidence from Migration Flows towards OECD Countries». *Global and Planetary Change* 227 (agosto): artículo núm. 104188. <https://doi.org/10.1016/j.gloplacha.2023.104188>
- Mundell, Robert A. 1961. «A Theory of Optimum Currency Areas». *American Economic Review* 51 (4): 657-665.
- Obstfeld, Maurice, y Giovanni Peri. 1998. «Regional Non-Adjustment and Fiscal Policy». *Economic Policy* 13 (26): 206-259. <https://doi.org/10.1111/1468-0327.00032>.
- Pedersen, Peder J., Mariola Pytlikova y Nina Smith. 2008. «Selection and Network Effects – Migration Flows into OECD Countries 1990-2000». *European Economic Review* 52 (7): 1160-1186. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2007.12.002>.
- Peixoto, João. 2001. «Migration and Policies in the European Union: *Highly Skilled Mobility, Free Movement of Labour and Recognition of Diplomas*». *International Migration* 39 (1): 33-61. <https://doi.org/10.1111/1468-2435.00134>.
- Perotti, Roberto. 2001. «Is a Uniform Social Policy Better? Fiscal Federalism and Factor Mobility». *American Economic Review* 91 (3): 596-610. <https://doi.org/10.1257/aer.91.3.596>.
- Poprawe, Marie. 2015. «On the Relationship between Corruption and Migration: Empirical Evidence from a Gravity Model of Migration». *Public Choice* 163 (3-4): 337-354. <https://doi.org/10.1007/s11127-015-0255-x>.
- Raftery, Adrian E. 1995. «Bayesian Model Selection in Social Research». *Sociological Methodology* 25: 111-163. <https://doi.org/10.2307/271063>.
- Sala-i-Martin, Xavier, Gernot Doppelhofer y Ronald I. Miller. 2004. «Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach». *American Economic Review* 94 (4): 813-835. <https://doi.org/10.1257/0002828042002570>.
- Sardadvar, Sascha, y Silvia Rocha-Akis. 2016. «Interregional Migration within the European Union in the Aftermath of the Eastern Enlargements: A Spatial Approach». *Review of Regional Research* 36 (1): 51-79. <https://doi.org/10.1007/s10037-015-0100-1>.
- Solt, Frederick 2020. «Measuring Income Inequality across Countries and Over Time: The Standardized World Income Inequality Database». *Social Science Quarterly* 101 (3): 1183-1199. <https://doi.org/10.1111/ssqu.12795>.
- Vandamme, François. 2000. «Movilidad de los trabajadores en la Unión Europea. Constataciones, asuntos en juego y perspectivas». *Revista Internacional del Trabajo* 119 (4): 481-500.
- Warin, Thierry, y Pavel Svaton. 2008. «European Migration: Welfare Migration or Economic Migration?». *Global Economy Journal* 8 (3): artículo núm. 1850140. <https://doi.org/10.2202/1524-5861.1360>.

Anexo

Cuadro A1. Descripción de las variables examinadas

Denominación abreviada	Descripción	Fuente
<i>MIGR</i>	Valor absoluto de los flujos migratorios netos escalados por la suma de la población de un determinado par de países	Abel y Cohen (2022)
<i>MIGRret</i>	Valor absoluto de los flujos migratorios netos escalados por la suma de la población de un determinado par de países con un retardo de un periodo (5 años)	Abel y Cohen (2022)
<i>AcumMIG</i>	Valor absoluto de los flujos migratorios netos escalados por la suma de la población de un determinado par de países acumulada en los últimos <i>m</i> periodos de 5 años	Abel y Cohen (2022)
<i>INGR</i>	Valor absoluto de la diferencia de ingresos netos expresados en PPA, promediada a lo largo del periodo de 5 años	Eurostat
<i>DESEMP</i>	Valor absoluto de la diferencia de tasas de desempleo, promediada a lo largo del periodo de 5 años	Eurostat
<i>Imp</i>	Valor absoluto de la diferencia del impuesto promedio sobre la renta, promediada a lo largo del periodo de 5 años	Eurostat
<i>Social</i>	Valor absoluto de la diferencia de prestaciones sociales promedio por persona, promediada a lo largo del periodo de 5 años	Eurostat
<i>PUBL</i>	Valor absoluto de la diferencia de proporción del gasto público en el PIB, promediada a lo largo del periodo de 5 años	PWT
<i>CH</i>	Valor absoluto de la diferencia del índice de capital humano (Barro y Lee 2013), promediada a lo largo del periodo de 5 años	PWT
<i>Delincuencia</i>	Valor absoluto de la diferencia del número de homicidios dolosos por cada 1 000 habitantes, promediada a lo largo del periodo de 5 años	Banco Mundial
<i>Corrupción</i>	Diferencia absoluta del valor de la medida de control de la corrupción del indicador mundial de gobernanza (Worldwide Governance Indicator), promediada a lo largo del periodo de 5 años	Banco Mundial
<i>FEC</i>	Valor absoluto de la diferencia de la tasa de fecundidad entre un par de países, promediada a lo largo del periodo de 5 años	Banco Mundial
<i>Temp</i>	Valor absoluto de la diferencia de temperatura media anual, promediada durante el periodo de 5 años	Banco Mundial
<i>Gini</i>	Valor absoluto de la diferencia del coeficiente de Gini entre un par de países, promediada a lo largo del periodo de 5 años	Solt (2020)
<i>TRANS</i>	Variable binaria que toma el valor 1 si ambos países son países en transición (países poscomunistas) y 0 en caso contrario	FMI
<i>LNDGEO</i>	Logaritmo natural de la distancia entre la capital de un determinado par de países por la ruta más corta	Google Maps
<i>F</i>	Variable ficticia que toma el valor 1 si los dos países comparten una frontera común y 0 en caso contrario	Google Maps
<i>FM</i>	Variable ficticia que toma el valor 1 si los dos países comparten una frontera marítima común y 0 en caso contrario	Google Maps
<i>AM</i>	Variable ficticia que toma el valor 1 si los dos países tienen acceso al océano o al mar y 0 en caso contrario	Google Maps
<i>L</i>	Variable ficticia que toma el valor 1 si los dos países comparten al menos una lengua oficial y 0 en caso contrario	–
<i>ANTUE</i>	Variable ficticia que toma el valor 1 si los dos países eran miembros de la Unión Europea antes de 2004 y 0 en caso contrario	–
<i>InPOBprod</i>	Logaritmo natural del producto de la población de dos países promediado a lo largo de un periodo de 5 años	PWT
<i>MIPEX</i>	Producto de los valores de los índices de rigidez de las políticas de migración laboral promediados a lo largo del periodo 2007-2019	mipex.eu

Notas: PPA: paridad de poder adquisitivo; PWT: Penn World Table.

Cuadro A2. Composición por periodos de los cuantiles utilizados en la estimación del cuadro 2 (porcentajes)

Periodo	Cuantil 1.º	Cuantil 2.º	Cuantil 3.º	Cuantil 4.º	Cuantil 5.º	Cuantil 6.º	Cuantil 7.º	Cuantil 8.º	Cuantil 9.º
1996-2000	34	27	25	26	24	28	28	19	20
2001-2005	23	36	30	20	31	17	22	25	24
2006-2010	25	19	20	27	22	27	20	32	30
2011-2015	19	19	26	28	24	29	31	25	26

Notas: Los porcentajes del cuadro representan la proporción de observaciones de un periodo determinado en cada cuantil.

Fuente: Cálculos de los autores.

