

Grado Universitario en Derecho y Economía
2020-2021

Trabajo Fin de Grado en Economía

“Análisis de convergencia en la UE-12: el impacto de los fondos estructurales”

Elena Tello Peña

Tutor

Carlos San Juan Mesonada

Getafe, 1 de febrero de 2021



Esta obra se encuentra sujeta a la licencia Creative Commons **Reconocimiento – No Comercial – Sin Obra Derivada**

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN Y REVISIÓN LITERARIA	3
2. DATOS Y ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA.....	8
2.1. CONSTRUCCIÓN DE LA BASE DE DATOS	8
2.2. ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA	10
3. MARCO EMPÍRICO	13
4. RESULTADOS.....	15
4.1. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE DATOS DE PANEL CON ERRORES ESTÁNDAR DRISCOLL-KRAAY	15
4.2. ESTIMACIÓN DEL MODELO GMM EN DOS ETAPAS	18
5. CONCLUSIONES.....	22

1. INTRODUCCIÓN Y REVISIÓN LITERARIA

Los Fondos Estructurales y de Inversión Europeos (ESIF¹) conforman una herramienta político-económica a nivel supranacional de suma importancia dentro de la Unión Europea (UE). Estos fondos tienen como propósito tratar de disminuir las desigualdades existentes dentro del territorio de la Unión, como se dispone en el artículo 174 del Tratado de Funcionamiento de la Unión Europea. Como integrantes clave de la política de carácter regional de la UE, éstos contribuyen a la creación de un marco de inversión integral, habiendo colaborado en los objetivos definidos por la iniciativa Europa 2020, que pretendía fomentar el desarrollo sostenible y un crecimiento económico integrador en toda el área de la comunidad.

Los ESIF se materializan en forma de transferencias de carácter público, otorgadas por la Comisión Europea, pero gestionados a nivel regional por cada división NUTS2², según el esquema de clasificación regional europeo. Este sistema se adoptó en 2003, tiene tres niveles de concreción territorial que se establecen por acuerdo entre Eurostat y el Estado miembro, sin que sea necesario que las divisiones establecidas coincidan siempre con divisiones administrativas previamente dispuestas por el país de que se trate. En cuanto a los ESIF en sí mismos, habría que remontarse al año 1957, con la firma del Tratado de Roma, para encontrar los primeros antecedentes en materia de política regional de financiación. Ahora bien, es a partir del año 1989 tras la llegada de Grecia, España y Portugal cuando el sistema adquiere una forma similar a la que posee hoy en día, y desde entonces se han sucedido cinco programas: 1989-1993, 1994-1999, 2000-2006, 2007-2013 and 2014-2020.

Durante estas últimas décadas, la relevancia presupuestaria de los ESIF dentro del entramado de políticas regionales europeas ha ido en aumento de forma constante. Es más, en el más reciente período financiero de 2014 a 2020, por primera vez en toda la historia de la Unión Europea se otorgaron a las políticas agrupadas bajo la etiqueta de “Cohesión” la mayor parte de la financiación. Los fondos comprendidos bajo la denominación de ESIF son cinco: el Fondo Europeo de Desarrollo Regional (FEDER), el Fondo Social

¹ Se usa la sigla en inglés, por tener una mayor familiaridad con el término expresado de esa forma: European Structural and Investment Funds (ESIF).

² Originalmente del francés *Nomenclature des unités territoriales statistiques*, traducido como Nomenclatura de Unidades Territoriales Estadísticas.

Europeo (FSE), el Fondo de Cohesión (FC), el Fondo Europeo Agrícola de Desarrollo Rural (FEADER) y el Fondo Europeo Marítimo y de Pesca (FEMP), compartiendo todos ellos el objetivo común de alcanzar una mayor convergencia económica entre los territorios de la comunidad. Todas las regiones de la UE pueden beneficiarse del FEDER, el FEADER, el FEMP y el FSE. Sin embargo, solo las regiones menos desarrolladas pueden recibir ayuda del Fondo de Cohesión.

En este sentido, la mayor parte de los fondos, aproximadamente un 74% en el caso del período 2014-2020 y un 75% para el período que se inaugura este año (2021-2027), se destinan a las regiones más pobres. El criterio para seleccionar estas regiones (que, además, son las únicas destinatarias del Fondo de Cohesión) se fundamenta en si su Renta Nacional Bruta (RNB) por habitante es inferior al 90% de la media de la UE, incluyendo también aquellas que, debido a las consecuencias estadísticas del aumento progresivo de la Unión Europea, tengan una RNB per cápita ligeramente por encima de ese umbral. Estas regiones se catalogan como “regiones menos desarrolladas”, aunque a lo largo de este trabajo se utilizará frecuentemente la etiqueta “Objetivo 1”, ya que era la que se utilizó en períodos anteriores de financiación y condensa más eficientemente el significado del término. En cuanto al resto de regiones, las categorías en que pueden clasificarse son las de “en transición” o “más desarrolladas”.

En cuanto a las últimas iniciativas de financiación emanadas de la UE para el período que dará comienzo durante el presente año, se han llevado a cabo innovaciones en la estructura de los fondos. Se ha activado la iniciativa REACT-EU, sigla que se traduce como Ayuda a la Recuperación para la Cohesión y los Territorios de Europa, específicamente diseñado para responder a la situación de crisis acaecida desde la expansión de la Covid-19, tratando de robustecer las economías de los distintos Estados miembros por medio de la recuperación ecológica y el desarrollo digital. Esta iniciativa se pondrá a disposición de fondos tradicionales como el FSE o el FEDER, aunque la Comisión Europea avisa de una inminente revisión en la conformación de estos fondos para los próximos períodos.

En efecto, teniendo en cuenta la persistencia de estas diferencias económicas entre regiones dentro de la UE y el lento ritmo de recuperación tras la crisis surgida entre 2007 y 2008, parece necesario revisar la efectividad de los medios puestos a disposición para la corrección de estos desajustes. El debate entre políticos y académicos sobre el impacto real del sistema de financiación de la UE en el rendimiento a nivel regional y, por tanto,

en la consecución de la deseada convergencia económica está vigente y parece difícil que esta situación vaya a cambiar.

En este sentido, como señalan Breidenbach *et al.* (2016), la naturaleza no experimental de los programas de financiación ha dificultado la identificación exacta de sus efectos causales sobre el crecimiento económico, por lo que los enfoques empleados en la labor de análisis de estos posibles impactos han derivado en todo tipo de conclusiones sobre la efectividad de los fondos ESIF. Es por ello que en el presente trabajo se tratará de dar una respuesta a este problema, centrándose en el estudio evaluativo de la convergencia.

Entre los mencionados enfoques, podrían mencionarse las metodologías *ex post*, adaptándose este trabajo a esa precisión y, por otro lado, aquéllas de carácter eminentemente experimentalista. Los enfoques experimentalistas suponen, como indican Breidenbach *et al.* (2019), que los investigadores sólo poseen un conocimiento teórico imperfecto sobre la forma funcional subyacente de los modelos empíricos. Es decir, se estaría hablando de un diseño de modelos cuya estimación empírica se centra en problemas relacionados con la autoselección del tratamiento y la endogeneidad de la variable que describa la política (como es el caso de Becker *et al.*, 2010).

Ahora bien, este tipo de método experimentalista se centra en explicar si la política funciona o no, de forma holística. En este caso, se busca analizar la manera en que los ESIF contribuyen al crecimiento económico y, en última instancia, el grado de convergencia entre las regiones NUTS2 sujeto de análisis. Con respecto a la concreción de la metodología seguida para efectuar este estudio, una vez ponderadas las ventajas y desventajas de las distintas especificaciones econométricas empleadas en la literatura previa, finalmente se escoge partir del marco del modelo de crecimiento neoclásico de Solow (Solow, 1956), frente a vías alternativas como la teoría de crecimiento endógeno (Romer, 1990) y la teoría de la nueva geografía económica (Krugman, 1991).

De acuerdo con el enfoque de Solow, es decir, el marco teórico neoclásico, aquellas regiones que presenten un crecimiento poblacional similar, así como una frontera tecnológica y tasas de ahorro y de depreciación del capital equiparables, tenderán a converger en sus niveles de PIB per cápita siempre y cuando se asuman rendimientos marginales decrecientes. Es por ello que, teniendo en cuenta que los fondos estructurales de la UE no son sino inyecciones de capital en su ejercicio de financiación de las regiones destinatarias, se espera que éstas crezcan más rápidamente hasta alcanzar su equilibrio

estacionario. Como indican Dall'Erba y Le Gallo en su publicación de 2008, los ESIF dejarían de ser necesarios una vez se alcanzase este estado de equilibrio, por lo que su rango de acción se centraría principalmente en el corto plazo y no tanto en el largo.

Según la teoría de crecimiento endógeno, los rendimientos marginales son constantes, el progreso tecnológico es endógeno y las externalidades locales, suponiendo que las inversiones que se den en forma de capital público aumentarán el producto marginal del capital privado y, de esta manera, contribuyendo a la acumulación de capital y al crecimiento de la región receptora de estas inversiones en el largo plazo, a diferencia de lo que ocurría en el caso anterior, como indica Romer (1990).

Por otro lado, ni esta última teoría ni la neoclásica se centran en especificar la clase de capital público sujeto de la financiación. En este sentido, gran parte de los fondos estructurales, como indican Dall'Erba y Fang (2015), se destinan a las infraestructuras de transporte. Enfoques como la nueva geografía económica de Krugman (1991), han cobrado un interés considerable por medir los efectos de considerando este tipo de estructura.

En cualquier caso, ninguna de las teorías mencionadas proporciona una explicación total del fenómeno al que se somete a análisis, principalmente porque cada una de ellas da cabida a dimensiones de la realidad que son compatibles entre sí sin que sea posible considerarlas simultáneamente, siendo una de las razones de más peso el hecho de que en cada caso estaríamos tratando los rendimientos marginales de forma distinta. Como se había anticipado, se escogerá el marco teórico del modelo neoclásico de crecimiento por considerar que está lo suficientemente arraigado en la literatura que precede a este trabajo, por ejemplo, encontramos que se hace uso del mismo en las siguientes publicaciones: Rodríguez-Pose y Garcilazo (2013), Rodríguez-Pose y Novak (2013), Le Gallo *et al.* (2011), Moll y Hagen (2010), Rodríguez-Pose y Fratesi (2004).

En cuanto a las especificaciones de los modelos ejecutados bajo este paradigma de crecimiento neoclásico, se utilizarán dos. Por un lado, se estimará una regresión de datos de panel con efectos fijos, empleando un ajuste en los errores estándar del tipo Driscoll-Kraay (1998). Este tipo de especificación tiene como ventaja la posibilidad de controlar la heterogeneidad inobservada y, además, minimiza problemas de colinealidad entre las variables explicativas (Dall'Erba y Fang, 2015). Por su parte, el ajuste Driscoll-Kraay permite dar cuenta de los problemas de correlación espacial, potencialmente relevantes

en este tipo de estudio. Por otro lado, se estimarán el resto de regresiones según el método generalizado de los momentos (GMM), para evitar problemas de endogeneidad en el modelo. La estimación por GMM permite una identificación altamente flexible, ya que las estimaciones se pueden corresponder con cualquier conjunto de datos siempre y cuando se dispongan de tantos momentos como parámetros a estimar. Además, como en este caso se dispone de una muestra lo suficientemente grande, se puede concluir que el estimador de GMM será consistente y asintóticamente normal (Bond *et al.*, 2001). Otro de los aspectos relevantes cubiertos por las estimaciones realizadas será la especial consideración a la importancia de la calidad de las instituciones gubernamentales en la obtención de resultados, así como el capital humano, reflejado como nivel de educación, siguiendo a San Juan-Mesonada y Sunyer (2021). Ambos conceptos son exponentes de la capacidad de absorción aplicada al crecimiento económico, introducida por primera vez por Cohen y Levinthal (1990).

En cuanto a los resultados obtenidos por la literatura que precede a este trabajo, como ya se anticipaba, son ampliamente variados, tratándose de análisis *ex post*, como se detalla en el informe realizado por Pieńkowski y Berkowitz para la Comisión Europea de 2016.

Algunos estudios encuentran relaciones negativas entre la financiación de los ESIF y el crecimiento económico. En el caso de Boldrin y Canova (2000), no se encuentran evidencias de convergencia, exceptuando un atisbo de este efecto en niveles de productividad de trabajo. Por su parte, Rodríguez-Pose y Fratesi (2004) no encuentran relación estadística entre los ESIF y el crecimiento a nivel regional, aunque más desalentadores serían los resultados hallados por Ederveen *et al.* (2006), encontrando un impacto negativo de los fondos estructurales sobre el crecimiento. Ahora bien, en este último trabajo se puntualiza que sí se dan efectos positivos en aquellos países con un índice de calidad de instituciones elevado.

Esta puntualización se repetiría en estudios sucesivos como el de Becker (2012), que condicionará la magnitud del impacto positivo de los fondos al capital humano y la calidad de gobierno, o en Rodríguez-Pose y Garcilazo (2013). Otras publicaciones como las de Esposti y Bussoletti (2008), Moll y Hagen (2010) o Pellegrini *et al.* (2013) subordinarán la efectividad del efecto al tipo de región de que se trate, encontrando que las regiones “menos desarrolladas” u Objetivo 1 presentan mayores efectos de los ESIF sobre el crecimiento económico.

Las causas de estas divergencias en los resultados pueden ser múltiples, pero las más evidentes son las diferencias en las muestras analizadas y los períodos objeto de estudio. Hasta muy recientemente, la disponibilidad de ciertos datos sobre gasto de los fondos estructurales no era accesible, por lo que autores como Esposti y Bussoletti (2008) se vieron obligados a trabajar con las cuantías estipuladas como compromisos. Además, en relación con esta disponibilidad de datos en aumento, cada vez hay más análisis que emplean datos de panel, con todas las ventajas que ello conlleva.

En cuanto a los métodos para controlar los problemas de endogeneidad que surgen a partir de la inclusión de la variable dependiente y del gasto de ESIF con retardos, algunos estudios emplean variables instrumentales como Dall’erba y Gallo (2008) o estimación por GMM, como Mohl y Hagen (2010), entre otros métodos. En el caso que nos ocupa, como se anticipaba, se optará por el análisis de tipo GMM.

En las secciones que siguen se analizará la base de datos y su construcción, así como las distintas estimaciones con sus correspondientes resultados, para acabar extrayendo las conclusiones pertinentes con base en el conjunto de la investigación.

2. DATOS Y ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

2.1. CONSTRUCCIÓN DE LA BASE DE DATOS

Un total de 175 regiones NUTS2 integran la base de datos construida, todas ellas correspondientes a los países de UE-12 desde el año 1996 al 2018. Se excluyen las siguientes regiones, agrupadas por países de la siguiente forma:

- Alemania: Berlín (DE30), Brandemburgo (DE40), Mecklemburgo-Pomerania Occidental (DE80), Dresde (DED2), Chemnitz (DED4), Leipzig (DED5), Sajonia-Anhalt (DEE0), Turingia (DEG0).
- Francia: Guadalupe (FRY1), Martinica (FRY2), Guyana (FRY3), Reunión (FRY4), Mayotte (FRY5).
- Irlanda: Norte y oeste (IE04), Sur (IE05), Este y centro (IE06).
- Reino Unido: Londres interior – este (UKI3), Londres interior – oeste (UKI4), Londres exterior – este y noreste (UKI5), Londres exterior – sur (UKI6), Londres

exterior – oeste y noroeste (UKI7), Escocia occidental y central (UKM8), Escocia meridional (UKM9).

En el caso de Alemania, todas las regiones NUTS2 excluidas se encuentran bajo el paraguas de los nuevos estados alemanes y no se dispone de datos suficientes. En cuanto a las regiones francesas excluidas existe también un problema de disponibilidad de datos. Sin embargo, en tanto se trata de los departamentos de ultramar, su ausencia en la base de datos es prácticamente conveniente, ya que aportaría pocos resultados útiles en relación con la dinámica del resto de países del UE-12.

El caso de Irlanda y el de Reino Unido son distintos, aunque en última instancia sea también una cuestión de disponibilidad de datos. Como indica Kriz (2019), cuando existe una redefinición de las fronteras de los NUTS2 es problemático conciliar los datos obtenidos de un lapso que comprenda períodos con distintas denominaciones. En el caso de Irlanda conduce a excluir de la muestra el país en total, mientras que en lo concerniente a Reino Unido se pierden los datos de siete regiones que también han sufrido alteraciones en sus fronteras.

Las fuentes de donde se han obtenido los datos están relacionadas con bases de datos oficiales de la Unión Europea. En cuanto a la construcción variable explicada del modelo, es decir, el crecimiento de PIB per cápita, se emplean datos de ARDECO de PIB per cápita expresado en precios actuales. ARDECO es la nueva base de datos regional de la Dirección General de Política Regional y Urbana de la Comisión Europea, precedida por Cambridge Econometrics.

Los datos de otras variables del modelo, como las relacionadas con el empleo, la población y el gasto público también se han obtenido de la base de datos de ARDECO. El nivel de educación, implementado siguiendo a De la Fuente y Doménech (2002) y a San Juan-Mesonada y Sunyer (2021), expresado como el porcentaje de población activa en posesión de un título de educación secundaria básica o inferior, se ha obtenido de Eurostat. Por otro lado, para la construcción de variables derivadas como la densidad de empleo o de población, los datos de superficie de cada NUTS2 también se extraen de la base de datos de Eurostat.

En lo relativo a los datos de los ESIF, como indican San Juan-Mesonada y Sunyer (2021), la base de datos publicada en abril de 2018 por la Comisión Europea, en concreto por la Dirección General de Política Regional y Urbana, ha significado un avance considerable

frente a los datos de que se disponían en estudios precedentes, como el de Esposti y Bussoletti (2008) o el de Rodríguez-Pose y Fratesi (2004), que tan sólo podían dar cuenta de datos en cuanto a los compromisos de gasto o los agregados de los programas, implicando una mayor imprecisión en la obtención de resultados.

En cuanto a la construcción del índice de calidad de gobierno, se sigue lo dispuesto por Charron *et al.* (2014), Charron y Lapuente (2018), así como los detalles que aportan Rodríguez-Pose y Garcilazo (2015). Para ello, se combinan datos de sección cruzada a nivel regional procedentes del Instituto de Calidad de Gobierno de la Universidad de Goteburgo con datos de panel de la base de datos de indicadores de gobernanza global disponibles en la página web del Banco Mundial, en este caso disponibles a nivel nacional.

Además, para ponderar la intensidad con la que afectó la crisis financiera de 2008 se incluye una variable construida partiendo del ejemplo de Becker *et al.* (2018). Se opta por la elaboración de un método para reflejar las variaciones de la intensidad con que la crisis afectó en los distintos países europeos, en lugar de la mera añadidura de una variable binaria que señale el momento en que tuvo lugar la crisis, como señala San Juan-Mesonada y Sunyer (2021). Esto se consigue mediante una variable que capture los diferenciales de rendimiento de la deuda pública ya que, a mayor diferencial, mayor habrá sido el efecto de la crisis. Para el cálculo de esta variable, se toma la diferencia entre los tipos de interés armonizados a largo plazo de los bonos del Estado y los tipos a corto plazo del Banco Central Europeo (aparecen como *subastas a tipo fijo dentro de las principales operaciones de financiación*). En los casos en los que estos datos no se encuentran disponibles, se aplica la diferencia entre las tasas de interés a largo plazo y las de corto plazo proporcionadas por la OCDE, dentro de su base de datos de estadísticas monetarias y financieras.

2.2.ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

Siguiendo el ejemplo utilizado por San Juan-Mesonada y Sunyer (2021), se elabora la Tabla 1, en la que se muestran una serie de variables de interés para el propósito de este estudio con su estadística descriptiva desde el año 1996 hasta 2018, cubriendo casi cuatro períodos de financiación de ESIF. El PIB per cápita se mide en euros reales, el gasto de ESIF y el gasto público son euros reales per cápita, la densidad de empleo y la de

población se miden en trabajadores y habitantes, respectivamente, por kilómetro cuadrado y el nivel de educación se mide como el porcentaje de la población que cuenta con un título educativo inferior a secundaria básica.

Tabla 1

Estadísticos	Regiones más desarrolladas				Regiones Objetivo 1			
	Media	Desviación Típica	Máximo	Mínimo	Media	Desviación Típica	Máximo	Mínimo
PIB per cápita	27877,56	9566,60	98640,10	5877,04	15760,47	5479,95	41705,11	5409,36
Gasto de ESIF	69,51	119,41	1061,65	0	298,89	233,85	1241,74	4,08
Gasto público	5863,81	2306,63	37758,94	1438,30	3335,26	1197,60	7991,78	1299,01
Densidad de empleo	201,57	422,67	4351,41	1,77	46,13	42,96	172,38	2,78
Nivel de educación	32,94	14,14	91,93	9,40	54,05	17,10	89,48	15,00
Densidad de población	568,63	1320,19	11744,41	10,42	166,40	135,29	764,57	22,15

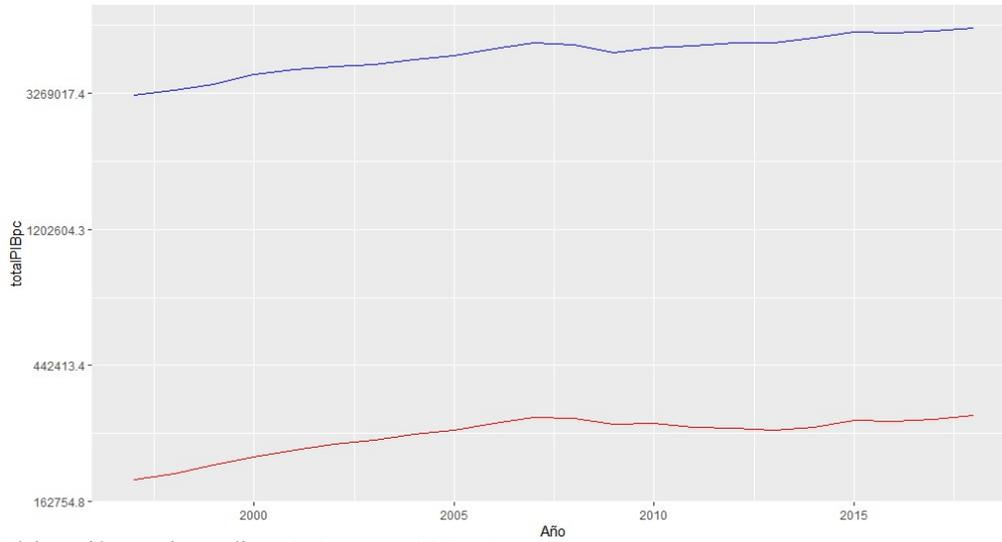
Elaboración propia. Fuente: ARDECO, Eurostat, Datos Abiertos de ESIF de la Comisión Europea.

Salta a la vista que existen claras diferencias entre unas regiones y otras, por presentar las regiones más desarrolladas niveles más altos en todos los aspectos (PIB per cápita, gasto público...), menos en el caso del nivel de educación, ya que esta variable captura el grado de baja realización escolar y, por supuesto, en el nivel de gastos de ESIF, por asignársele más fondos a regiones con menor PIB per cápita. Las regiones consideradas “Objetivo 1” de entre las incluidas en la base de datos utilizada, también llamadas “menos desarrolladas” en la decisión de ejecución de la Comisión Europea de febrero de 2014 (es decir, la que se corresponde con el período 2014-2020 de asignación de fondos estructurales) son, según este documento, diecisiete. Las diecisiete regiones “Objetivo 1” pertenecen en su mayoría a la zona mediterránea (Grecia, Italia y España), aunque dos de ellas forman parte de Reino Unido.

Mediante la **Figura 1** observamos gráficamente el crecimiento del PIB per cápita en las regiones “más desarrolladas”, en azul, y las “menos desarrolladas”, en rojo. El eje vertical, que representa el PIB per cápita, sigue una escala logarítmica natural. Hasta la crisis financiera, es decir, hasta el año 2008, puede apreciarse una ligera disminución de la brecha existente entre unas y otras regiones, mientras que a partir de ese momento parece

darse el efecto contrario, probablemente como consecuencia de la mencionada crisis económica, como se estudiará más adelante. El tipo de gráfico se basa en el diseñado por San Juan-Mesonada y Sunyer (2021).

Figura 1



Elaboración propia, mediante R. Fuente: ARDECO

3. MARCO EMPÍRICO

Como anuncian Bouayad-Agha y Védrine (2013), bajo el marco del modelo neoclásico de crecimiento y desde la especificación realizada por Barro y Sala-i-Martin en 1992, gran parte de la literatura empírica en materia de crecimiento económico ha seguido el modelo de β -convergencia. Es más, se podría retroceder hasta 1986, encontrando el primer trabajo en materia de convergencia neoclásica en el realizado por Baumol: se trataba de una regresión lineal en la que el crecimiento dependía de su nivel inicial únicamente, conformando de esta forma un modelo de convergencia no condicional (Esposti y Bussoletti, 2008). Ahora bien, según el enfoque condicional, el nivel inicial de PIB no es el único determinante del crecimiento del PIB per cápita, sino que también depende de otras variables que lo condicionan funcionando como proxys de las características estructurales del estado estacionario. En este análisis, los distintos NUTS2 convergen a un estado estacionario en distintos niveles de renta por poseer características estructurales diferentes, pero se asume que lo hacen a la misma velocidad.

De esta manera tenemos un modelo de convergencia condicional expresado de esta forma, siguiendo a San Juan-Mesonada y Sunyer (2021):

$$\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(ESIF_{i,t}) + \beta_3 X_{i,t} + \varphi_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

En la ecuación, los subíndices i y t reflejan la región NUTS2 y el tiempo, respectivamente. En cuanto a las variables del modelo, $y_{i,t}$ es el PIB per cápita; $ESIF_{i,t}$ es la principal variable explicativa y $X_{i,t}$ es el vector que agrupa otras variables que representan características regionales como el crecimiento poblacional, el gasto público per cápita, el capital humano o la calidad de las instituciones. La estructura del término del error es la siguiente: φ_i representa los efectos específicos de la región y τ_t representa los efectos temporales, mientras que $\varepsilon_{i,t}$ es el residuo i.i.d. En este sentido, se puede concluir que los fondos de la UE contribuyen a la tasa del crecimiento del PIB per cápita si β_2 es positiva y significativa y, por otro lado, hay β -convergencia si β_1 es negativa y significativa.

Siguiendo a Rodríguez-Pose y Garcilazo (2015), se suma uno a las cantidades de fondos estructurales per cápita, para evitar problemas en los casos de regiones donde no se reciban fondos por ser una variable en forma logarítmica. Además, se expresa en fondos per cápita para evitar posibles problemas de simultaneidad que derivasen en endogeneidad del modelo. Por otro lado, en algunas versiones de los modelos se incluirá

la variable incluyendo retardos para tratar de solucionar el problema de que los fondos se demoren en ejercer el pertinente impacto sobre el crecimiento de la economía.

Emplear el crecimiento el PIB per cápita como variable dependiente es muy frecuente en la mayoría de los trabajos empíricos en la materia, aunque en algunos modelos, como es el caso del estimado por Esposti y Bussoletti (2008), se utiliza como variable dependiente el crecimiento de PIB per cápita por unidad de trabajo, por considerar que es más consistente con el marco del modelo neoclásico de crecimiento.

Según Dall'Erba y Fang (2015), a medida que la disponibilidad de acceso a datos relacionados con los fondos estructurales va creciendo, más autores han pasado a analizar el impacto de éstos por medio de un análisis de datos de panel, ya que, como se ha indicado anteriormente, este tipo de especificación posibilita un mayor conjunto de información y de variabilidad de datos. Los modelos de datos de panel, como indican los citados autores, permiten controlar problemas de heterogeneidad inobservada y reducen potenciales problemas de colinealidad entre las variables independientes del modelo.

En esta línea, se comenzará por emplear el enfoque de datos de panel para estimar el modelo, en concreto el método de efectos fijos, ya que en este marco teórico de crecimiento neoclásico no tiene cabida la aplicación de efectos aleatorios por cuanto implicaría que los efectos individuales, es decir, por región, se correlacionan con alguno de los regresores, conllevando problemas de endogeneidad. Ya que el conjunto de NUTS2 no es una muestra aleatoria y por tanto está sujeta a shocks comunes que afecten a la variable dependiente, siguiendo a Mohl y Hagen (2010) podemos descartar la estimación por mínimos cuadrados mediante variables binarias (LSDV) que aplica errores estándar robustos de White para corregir la heterocedasticidad. En este caso se ajustarán los errores para evitar heterocedasticidad y correlación serial y espacial utilizando el método propuesto por Driscoll y Kraay (1998), que hace uso de un estimador no paramétrico de la matriz de covarianza. Además, se aplicará el método de los momentos generalizado propuesto por Arellano y Bond (1991) en sucesivos modelos para evitar problemas de endogeneidad en la estimación.

4. RESULTADOS

4.1. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE DATOS DE PANEL CON ERRORES ESTÁNDAR DRISCOLL-KRAAY

Aunque el aparato teórico expuesto justifica la necesidad de utilizar datos de panel de efectos fijos, es necesario efectuar la comprobación pertinente para validar la presunción mediante el test de especificación de Hausman. La hipótesis nula en este caso sería que los estimadores de efectos aleatorios son iguales a los de efectos fijos. Como obtenemos un p-valor $< 2,2e-16$, es decir, el p-valor es menor que 0,05, se rechaza la hipótesis nula con un 95% de confianza. Además, se procede a la aplicación del test del multiplicador de Lagrange de efectos temporales de Breusch-Pagan, que da un p-valor similar al anterior, permitiendo concluir que deben aplicarse efectos fijos y que los efectos temporales son significativos, razón por la que se aplican con el efecto “two-ways”, o de dos vías, que considera que tanto los efectos individuales como los temporales son relevantes (Balazsi *et al.*, 2018).

Para validar el modelo, se efectúa la prueba de dependencia transversal de Pesaran y la de correlación serial de primer orden de Breusch-Godfrey, obteniendo un p-valor de nuevo inferior a $2,2e-16$, por lo que en ambos casos se rechaza la hipótesis nula y se llega a la conclusión de que existen evidencias de dependencia transversal y de correlación serial.

Según Baltagi (2012), la dependencia transversal no tiene por qué ser excesivamente problemática en paneles con un número de individuos superior a las unidades de tiempo comprendidas en el análisis. Pese a que la muestra objeto de estudio se adapta a estas características (se extiende a lo largo de veintidós años, desde 1996 hasta 2018, y el número de individuos es de 175), se emplea una matriz de covarianzas para ajustar los errores estándar según Driscoll y Kraay (1998), por considerar que este método solucionará problemas potenciales de correlación espacial.

Tabla 2
Regresiones con errores estándar robustos Driscoll-Kraay

Var. dep.: Crecimiento PIBpc	(1)	(2)	(3)
Ln PIB pc (<i>t-1</i>)	-0,233*** (0,043)	-0,233*** (0,043)	-0,246*** (0,009)
Ln ESIF pc	0,001** (0,001)	0,005* (0,003)	0,007*** (0,002)
Ln Gasto pub pc	0,065** (0,021)	0,065** (0,021)	0,066*** (0,005)
Ln Densidad empleo	0,003 (0,014)	0,003 (0,014)	0,007 (0,011)
Ln Crec pob	-0,015* (0,009)	-0,013* (0,008)	-0,011* (0,009)
Nivel Educ	-0,001* (0,000)	-0,001* (0,000)	-0,246** (0,009)
CalGob	0,066* (0,026)	0,068* (0,026)	0,071*** (0,009)
GBYS	-0,003*** (0,001)	-0,003** (0,002)	-0,004*** (0,009)
Ln ESIF pc (<i>t-1</i>)		-0,007 (0,008)	-0,003 (0,004)
Ln ESIF pc (<i>t-2</i>)			-0,007 (0,004)
Nº de observaciones	3.675	3.675	3.500
R-cuadrado	0,263	0,268	0,288
Nº de regiones	175	175	175

Elaboración propia, mediante R.

Notas: ***, **, * denotan el nivel de significación al 1, 5, y 10 por ciento, respectivamente. Los errores estándar aparecen entre paréntesis. El modelo supera el contraste de significación conjunta.

Los resultados que se muestran en la Tabla 2 coinciden con lo esperado según el modelo condicional de beta-convergencia. En todas las regresiones el coeficiente que indica la beta-convergencia es negativo y significativo y, por tanto, hay evidencias de convergencia. El coeficiente obtenido es similar al obtenido por Mohl y Hagen (2010) en su regresión con errores ajustados por Driscoll-Kraay, aunque en ese caso los autores escogen una extensión temporal más limitada, desde 1995 a 2005.

En cuanto al resto de variables, los resultados también parecen ser conformes a lo que cabría esperar. La variable ESIF per cápita, correspondiente a β_2 , es positiva y significativa en todas las regresiones. Tomando la columna (3), en la regresión que

incluye retardos de esta variable, podemos decir que, **por cada 1% que aumente la cuantía de pagos de ESIF per cápita, el crecimiento de PIB per cápita se verá aumentado en un 0,007%.**

Las variables que parecen tener un mayor efecto sobre el incremento de PIB son el gasto público per cápita y la calidad de gobierno (CalGov). En el caso de la segunda, existe sospechas fundadas de que pueda crear un problema de endogeneidad en el modelo, como indican Acemoglu *et al.* (2001) y La Porta *et al.* (1999). Es susceptible de generar este problema ya que la variable de calidad de gobierno captura, a fin de cuentas, la capacidad de las instituciones de mejorar el rendimiento económico y, por lo tanto, es muy probable que esté relacionada en parte con otras de las variables explicativas del modelo. Es el caso de su relación con la variable ESIF per cápita, ya que entre ambas existe una alta correlación inversa (-0.45), lo que implica que, al incluir la variable de calidad de gobierno, el impacto de ESIF per cápita en el crecimiento del PIB se vea disminuido en comparación con los resultados que obtienen otros autores como San Juan-Mesonada y Sunyer (2021).

Por otro lado, el crecimiento poblacional parece tener un efecto negativo sobre el incremento de PIB per cápita, aunque moderado y no demasiado significativo (en las tres regresiones hablamos de significación de un 10%). Más problemático sería el efecto del empleo, una variable muy habitualmente incluida en este tipo de modelo (Dall'erba y Fang, 2015; Becker *et al.*, 2018; San Juan-Mesonada & Sunyer, 2020) y que, sin embargo, resulta no significativa en todas las regresiones de la Tabla 2. El nivel de educación, por su parte, muestra el signo esperado, ya que se espera que el crecimiento de PIB per cápita sea mayor a medida que el porcentaje de población con sólo educación básica vaya disminuyendo (ambas variables están correlacionadas inversamente en alto grado, con una correlación de -0,64). Por último, la variable GBYS³, muy significativa en todas las regresiones y empleada para dar cuenta del impacto de crisis económica, tiene un coeficiente negativo en tanto a mayor brecha en el diferencial de tipos, menor será el crecimiento del PIB per cápita.

En cuanto a los retardos de ESIF per cápita incluidos en el modelo para capturar el impacto de los fondos estructurales asumiendo que éstos devienen efectivos después de

³ La variable GBYS (Government Bond Yield Spreads, que se traduciría como diferencial de los rendimientos de deuda pública) captura el nivel de exposición a la crisis.

un considerable lapso temporal⁴, encontramos resultados poco prometedores, ya que presentan signo negativo. Siguiendo a Breidenbach *et al.* (2019), un signo negativo en esta variable puede deberse a varias causas, siendo una de ellas que su implementación puede generar distorsiones en el mercado relacionadas con efectos sustitutivos en proyectos de inversión y con el aumento de la captación de factores de producción escasos de otras regiones vecinas. También señala la importancia de la instauración de las condiciones institucionales necesarias para el correcto uso de la financiación recibida, sugiriendo que la Comisión Europea debería establecer requisitos mínimos al respecto. Sin embargo, en este caso no se le da más relevancia ya que en ninguna de las regresiones se obtienen resultados significativos y, en cambio, sí se obtienen resultados que señalan la existencia de convergencia en el modelo.

4.2. ESTIMACIÓN DEL MODELO GMM EN DOS ETAPAS

Como se ha venido señalando, a pesar de que el ajuste de Driscoll-Kraay corregía el problema de heterocedasticidad y dependencia transversal o espacial, los resultados del modelo anterior pueden presentar un sesgo por endogeneidad. Para evitarlo, se efectúa una nueva estimación conforme con el estimador GMM en dos pasos propuesto por Arellano y Bond (1991). Se descarta la utilización del estimador de sistema GMM de Blundell y Bond (1998) porque los datos de panel están balanceados y el coeficiente de β_1 no se trata de una raíz unitaria, por lo que emplear este sistema podría traer problemas por la introducción de un mayor número de instrumentos.

Mediante esta estimación se asume que todas las variables son endógenas y los errores estándar se ajustan a muestras finitas siguiendo a Windmeijer (2005). Para evitar un sobreajuste de variables instrumentales por un uso excesivo de instrumentos, se limita el número de estos a cuatro (Mohl y Hagen, 2010). Si se empleasen demasiados instrumentos, se podría reducir la efectividad del test de Hansen (Bowsher, 2002) y generar un sesgo en los errores estándar en dos pasos (Windmeijer, 2005).

⁴ De acuerdo con la política N+2, cada NUTS2 contará con dos años después de la asignación de la cuantía otorgada en el marco de la financiación por los ESIF.

Tabla 3

Regresiones GMM en dos etapas (1996-2018)

Var. dep.: Crecimiento PIBpc	(1)	(2)	(3)
Ln PIB pc ($t-1$)	-0,411*** (0,036)	-0,411*** (0,036)	-0,417*** (0,036)
Ln ESIF pc	0,002** (0,001)	0,005** (0,002)	0,006** (0,002)
Ln Gasto pub pc	0,139*** (0,018)	0,138*** (0,018)	0,136*** (0,018)
Ln Densidad empleo	0,022 (0,040)	0,019 (0,042)	0,016 (0,045)
Ln Crec pob	-0,113* (0,047)	-0,119** (0,046)	-0,117* (0,047)
NivEd	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)
CalGob	0,049*** (0,015)	0,053*** (0,015)	0,054*** (0,014)
GBYS	-0,002* (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,001)
Ln ESIF pc ($t-1$)		-0,007 (0,009)	-0,003 (0,002)
Ln ESIF pc ($t-2$)			-0,009 (0,009)
N.º de observaciones	3.500	3.500	3.325
AR(1)	0	0	0
AR(2)	0,234	0,117	0,152
Hansen (p-valor)	0,951	0,885	0,991
N.º de regiones	175	175	175

Elaboración propia, mediante R.

Notas: ***, **, * denotan el nivel de significación al 1, 5, y 10 por ciento, respectivamente. Los errores estándar aparecen entre paréntesis.

Dada esta especificación del modelo, se rechaza la hipótesis nula del test de Arellano y Bond (1991) de correlación serial de segundo orden, lo que permite la validación de la restricción del momento para el término autorregresivo. Por otro lado, el test de Hansen nos permite concluir que no hay correlación entre los instrumentos y los residuos.

En cuanto a los coeficientes del modelo, encontramos pocas diferencias con los recogidos en la Tabla 2. De nuevo, tanto la medida de densidad de empleo como los retardos del

ESIF aparecen con coeficientes similares y como no significativas. El coeficiente de convergencia se ve incrementado, por su parte, en aproximadamente 0,2 puntos porcentuales. Este aumento en la convergencia respecto al modelo de datos de panel no sólo refuerza los datos obtenidos en el modelo anterior, sino que los mejora, por cuanto la estimación por GMM resultará mucho más fiable en términos de evitar endogeneidad en el modelo.

Por último, se realiza la misma estimación por GMM pero dividiendo la muestra en dos secciones, antes del año 2008 y después, para así estudiar un posible cambio en el signo de la β -convergencia.

Tabla 4
Regresión por períodos, GMM

Var. dep.: Crecimiento PIBpc	1996-2007	2008-2018
Ln PIB pc ($t-1$)	-0,319*** (0,051)	-0,111*** (0,021)
Ln ESIF pc	0,002*** (0,001)	0,001** (0,001)
Ln Gasto pub pc	0,066*** (0,008)	0,149*** (0,023)
Ln Densidad empleo	0,054 (0,073)	0,135*** (0,042)
Ln Crec pob	-0,171** (0,069)	-0,063*** (0,015)
NivEd	-0,002*** (0,001)	-0,001*** (0,001)
CalGob	0,049*** (0,015)	0,053*** (0,015)
GBYS	-0,003** (0,001)	-0,002** (0,001)
N.º de observaciones	1.530	1.575
AR(1)	0	0
AR(2)	0,077	0,081
Hansen (p-valor)	0,412	0,885
N.º de regiones	175	175

Elaboración propia, mediante R.

Notas: ***, **, * denotan el nivel de significación al 1, 5, y 10 por ciento, respectivamente. Los errores estándar aparecen entre paréntesis.

La pretensión de realizar esta estimación se encuentra en analizar el período precrisis económica y el posterior a ésta, para tratar de diagnosticar posibles cambios de relevancia tanto en el coeficiente que nos da la información sobre la convergencia como en el resto de las variables explicativas del modelo. En este caso, como se ilustra en la Tabla 4, nos encontramos con unos valores muy similares a los modelos anteriormente estimados en el caso de la regresión que comprende del año 1996 al 2007, mientras que, en el segundo tramo, es decir, desde 2008 a 2018, se aprecia una disminución en términos absolutos del coeficiente que denota la convergencia. Siguiendo a San Juan-Mesonada y Sunyer (2020), se aprecia que en su análisis empírico de la convergencia condicional aplicada en las regiones “menos desarrolladas” de España, a partir de la crisis del año 2008 se registra un cambio en el signo de la β -convergencia, pasando entonces a haber divergencia entre regiones y la variable explicativa deja de ser significativa. Ahora bien, pese a que en el presente modelo se observa una disminución de la convergencia condicional, su signo sigue indicando que existe convergencia entre las regiones NUTS2 que conforman la base de datos del modelo. Esta diferencia de resultados es esperable, ya que como indican Halmai y Vásáry (2012), los países mediterráneos como Grecia, España, Chipre y Portugal tuvieron una mayor tendencia a la divergencia en el período inmediatamente posterior a la crisis, lo que explicaría los resultados arrojados por el citado análisis de San-Juan Mesonada y Sunyer (2020). En cambio, la presencia en nuestra base de datos de países que acusaron menos estos efectos proporciona un impacto atenuante en cuanto a la posible divergencia generada a nivel regional en los mencionados países del Mediterráneo, siendo coherente el resultado obtenido con a lo que cabría atenerse.

En cuanto al resto de variables explicativas, como se ha indicado, no se aprecian grandes cambios, exceptuando la variable de densidad de empleo, que pasa de ser no significativa a serlo con un 99% de confianza y con un coeficiente considerablemente superior al que se ha encontrado tanto en la regresión pre-2008 como en las anteriormente realizadas. Podría venir a significar que, en este modelo, la densidad de empleo tiene un mayor efecto sobre el crecimiento de PIB pc, en concreto, por cada 1% que subiese esta variable, el PIB pc se vería incrementado en un 0,135%. Ahora bien, no es posible extraer conclusiones definitivas sobre el carácter de este cambio en el marco de la crisis económica.

Por último, el ligero descenso en la efectividad de los ESIF respecto a la estimación anterior ha de analizarse con cuidado, ya que los modelos de GMM pierden efectividad

en muestras reducidas (Hansen, 1982) y, en este caso, se ha visto dividida en dos submuestras considerablemente menores que la inicial.

5. CONCLUSIONES

Con el presente estudio se pretende estudiar la existencia de convergencia a nivel regional en la UE-12 y el impacto de los ESIF a tal efecto. Es por ello que se emplea la base de datos publicada por la Comisión Europea recientemente, en la que no sólo se encuentran los compromisos anuales por región, sino los pagos finales asignados desde el primer período (1989). Ahora bien, se restringe la muestra para posibilitar que haya datos de todas las variables incluidas en los diferentes modelos, comenzando el análisis en 1996 y terminándolo en 2018, cubriendo por tanto casi cuatro períodos de financiación de ESIF.

En el primer análisis se sigue un modelo de panel de efectos fijos, apropiado para la materia objeto de estudio, como apoya la literatura y los contrastes de comprobación realizados. Ya que existen evidencias de heterocedasticidad, se ajustan los errores estándar para robustecerlos y, además, eliminar problemas de correlación espacial por medio del método de Driscoll y Kraay. Los resultados obtenidos concuerdan con lo esperado: hay evidencias de convergencia y los ESIF tienen un efecto, si bien reducido, positivo sobre el crecimiento de PIB per cápita. El resto de las variables explicativas del modelo muestran también el signo esperado.

Puesto que la inclusión de la variable dependiente con un retardo (y también, dependiendo de la regresión, la variable ESIF con uno o dos retardos) genera problemas de endogeneidad y multicolinealidad en el modelo, se efectúa el análisis por el método GMM en dos pasos según Arellano y Bond (1991). En este caso, la convergencia se ve ligeramente más acentuada y el resto de las variables, de nuevo, muestran los valores esperados.

En ambos casos resulta relevante remarcar que tanto la variable que mide la calidad de gobierno como el efecto de la crisis resultan significativas, apoyando la tesis de que una mayor capacidad de gestión conlleva un aprovechamiento más profundo de la financiación y, por otro lado, aunque parezca ser aún más obvio su cabe, la crisis económica tiene un efecto negativo sobre el crecimiento de PIB per cápita.

Por último, se estiman dos regresiones también por el método GMM para evaluar la diferencia en la tendencia de convergencia pre-2008, es decir, precrisis económica y pos-2008. Con la realización del análisis no se encuentran resultados especialmente sorprendentes en la mayoría de las variables explicativas. Ahora bien, la variable que mide la convergencia muestra un valor más reducido en términos absolutos a partir de 2008 que en la estimación pre-2008 (y que en todas las precedentes), pese a no cambiar de signo. Se indica que, tal vez, de haber restringido la muestra a las zonas más afectadas por la crisis, como los países del Mediterráneo, cabría esperar divergencia económica, pero que, dada la variedad de territorios que forman la muestra, el efecto resulta atenuado por otras regiones incluidas que estuvieron en situación de superar la crisis sin tanto perjuicio.

Así, concluimos que los resultados obtenidos globalmente muestran que las transferencias de la UE promueven el desarrollo regional, sin importar si la región es de las “menos desarrolladas” o de las “más desarrolladas”, ya que no se efectúa esa distinción en los modelos, a diferencia de lo que concluían otros estudios como en el caso de Mohl y Hagen (2010), diferencias que pueden deberse a los cambios en la base de datos empleada, así como al rango temporal objeto de análisis.

Ahora bien, existen diversas circunstancias que limitan la rotundidad de estas conclusiones. En primer lugar, y como ya se ha mencionado, el método GMM funciona mejor con muestras de gran tamaño, por ser asintóticamente normal. Sin embargo, en el último análisis se lleva a cabo una división en dos de la muestra que puede tener efectos negativos sobre la fiabilidad de los resultados obtenidos, aunque éstos sean coherentes con lo esperado.

Por otro lado, la limitación más destacada es que el único medio de controlar factores espaciales en todo el estudio es el ajuste por Driscoll y Kraay de los errores estándar de los primeros modelos. Ahora bien, en numerosos estudios de los mencionados se demuestra que existen spillovers regionales estimulados por la interconectividad espacial, siendo necesario dar cuenta de esta interdependencia espacial de alguna forma como la estimación de datos de panel según el método espacial de Durbin, como se observa en los trabajos de Breidenbach *et al.* (2019) o San Juan-Mesonada y Sunyer (2021).

En resumen, pese a que los resultados son alentadores, cabría mejorar el análisis dando cuenta de la interdependencia espacial y, tal vez, ampliar el número de regiones objeto de

estudio, para así comparar tasas de divergencia y poder concluir qué políticas deben estimularse y cuáles resultan poco efectivas, especialmente si se desagregasen los fondos en los distintos subgrupos que los componen.

BIBLIOGRAFÍA

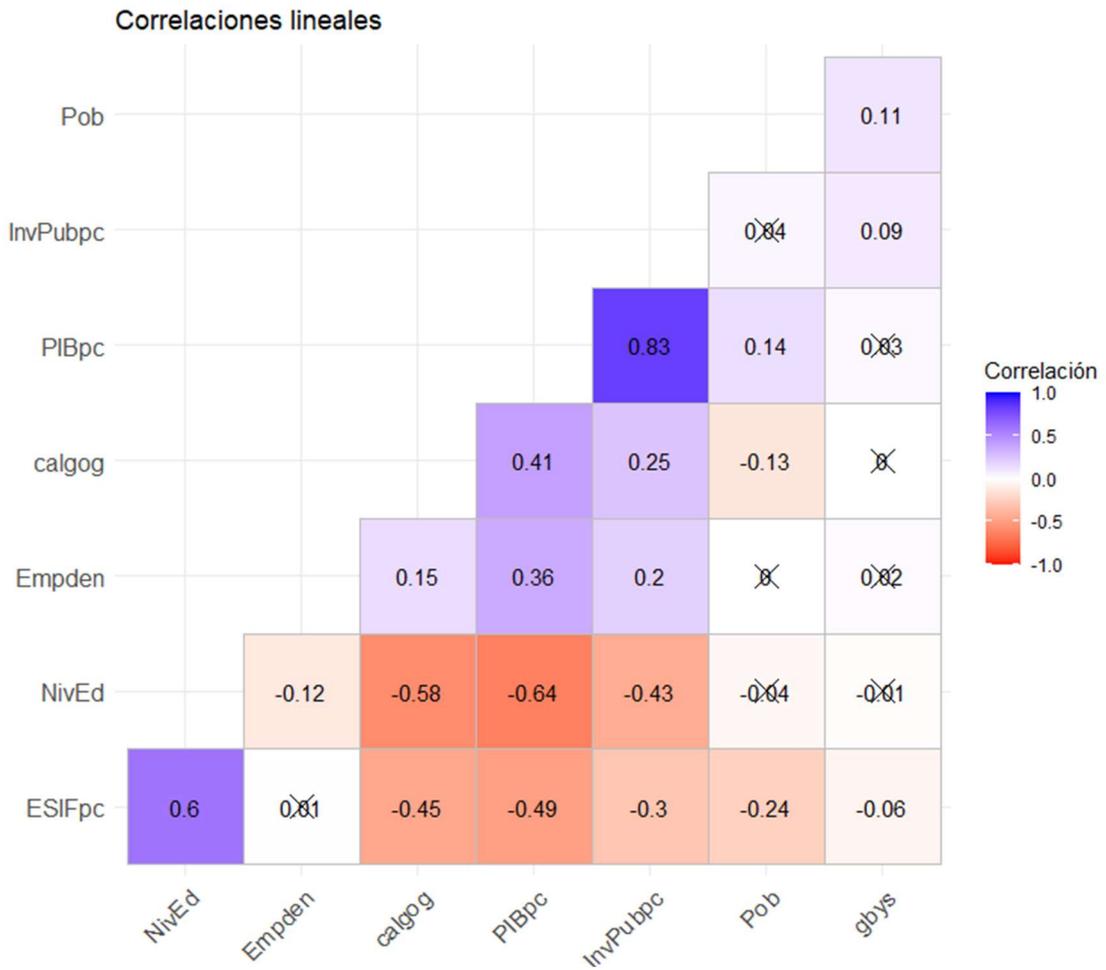
- Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. (2001). The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *The American Economic Review*, 91(5), 1369-1401.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(194), 277.
- Balazsi, L., Matyas, L., & Wansbeek, T. (2018). The estimation of multidimensional fixed effects panel data models. *Econometric Reviews*, 37(3), 212-227.
- Baltagi, B. H., Feng, Q., & Kao, C. (2012). A Lagrange Multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Journal of Econometrics*, 170(1), 164-177.
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *100* (2), 223-251.
- Becker, Egger, & Von Ehrlich. (2010). Going NUTS: The effect of EU Structural Funds on regional performance. *Journal of Public Economics*, 94(9-10), 578-590.
- Becker, Egger, & Von Ehrlich. (2012). Too much of a good thing? On the growth effects of the EU's regional policy. *European Economic Review*, 56(4), 648-668.
- Becker, Egger, & Von Ehrlich. (2018). Effects of EU Regional Policy: 1989-2013. *Regional Science and Urban Economics*, 69(C), 143-152.
- Blundell, & Bond. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Boldrin, M., & Canova, F. (2001). Inequality and convergence in Europe's regions: Reconsidering European regional policies. *Economic Policy*, 16(32), 205-253.
- Bond, S., Hoeffler, A., & Temple, J. (2001). GMM Estimation of Empirical Growth Models. *IDEAS Working Paper Series from RePEc*, IDEAS Working Paper Series from RePEc, 2001.
- Bouayad-Agha, S., Turpin, N., & Védrine, L. (2013). Fostering the Development of European Regions: A Spatial Dynamic Panel Data Analysis of the Impact of Cohesion Policy. *Regional Studies*, 47(9), 1573-1593
- Bowsher, C. (2002). On testing overidentifying restrictions in dynamic panel data models. *Economics Letters*, 77(2), 211-220.
- Breidenbach, P., Mitze, T., & Schmidt, C. M. (2019). EU Regional Policy and the Neighbour's Curse: Analyzing the Income Convergence Effects of ESIF Funding in the

Presence of Spatial Spillovers. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, 57(2), 388-405.

- Breidenbach, P., Mitze, T., & Schmidt, C. (2016). EU Structural Funds and Regional Income Convergence - A Sobering Experience. *CEPR Discussion Paper Series*.
- Charron, N., Dijkstra, L., & Lapuente, V. (2014). Regional Governance Matters: Quality of Government within European Union Member States. *Regional Studies*, 48(1), 68-90.
- Cohen, W., & Levinthal, D. (1990). Absorptive Capacity: A New Perspective on Learning and Innovation. *Administrative Science Quarterly*, 35(1), 128-152.
- Dall'Erba, S., & Fang, F. (2015). Meta-analysis of the impact of European Union Structural Funds on regional growth. *Regional Studies*, 51(6), 822-832.
- Driscoll, John C., & Kraay, Aart C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560.
- Ederveen, S., Groot, H., & Nahuis, R. (2006). Fertile Soil for Structural Funds? A Panel Data Analysis of the Conditional Effectiveness of European Cohesion Policy. *Kyklos*, 59(1), 17-42.
- Esposti, R., & Bussoletti, S. (2008). Impact of Objective 1 Funds on Regional Growth Convergence in the European Union: A Panel-data Approach. *Regional Studies*, 42(2), 159-173.
- Halmai, P., & Vásáry, V. (2012). Convergence crisis: economic crisis and convergence in the European Union. *International Economics and Economic Policy*, 9(3-4), 297-322. <http://dx.doi.org/10.1007/s10368-012-0218-3>
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1029-1054.
- Le Gallo, J., Dall'Erba, S., & Guillain, R. (2011). The Local versus Global Dilemma of the Effects of Structural Funds. *Growth and Change*, 42(4), 466-490.
- Mohl, & Hagen. (2010). Do EU structural funds promote regional growth? New evidence from various panel data approaches. *Regional Science and Urban Economics*, 40(5), 353-365.
- Pieńkowski, J., & Berkowitz, P. (2016). Econometric assessments of Cohesion Policy growth effects: How to make them more relevant for policy makers? In *EU Cohesion Policy (Open Access)* pp. 55-68.

- Rodríguez-Pose, A. & Fratesi, U. (2004). Between Development and Social Policies: The Impact of European Structural Funds in Objective 1 Regions. *Regional Studies*, 38(1), 97-113.
- Rodríguez-Pose, A. & Garcilazo, E. (2015). Quality of Government and the Returns of Investment: Examining the Impact of Cohesion Expenditure in European Regions. *Regional Studies*, 49(8), 1-17.
- San Juan Mesonada, C., & Sunyer Manteiga, C. (2020). *European structural and investment funds and regional convergence: The impact of public deficit in beta-convergence* (No. 47). EconPol Working Paper.
- San Juan Mesonada, C., & Sunyer Manteiga, C. (2021). *Three decades of Structural Funds: Do they work?* *Regional Science and Urban Economics*. [Artículo en revisión]
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 70(1), 65-94.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25-51

ANEXO



Serie del PIBpc por año

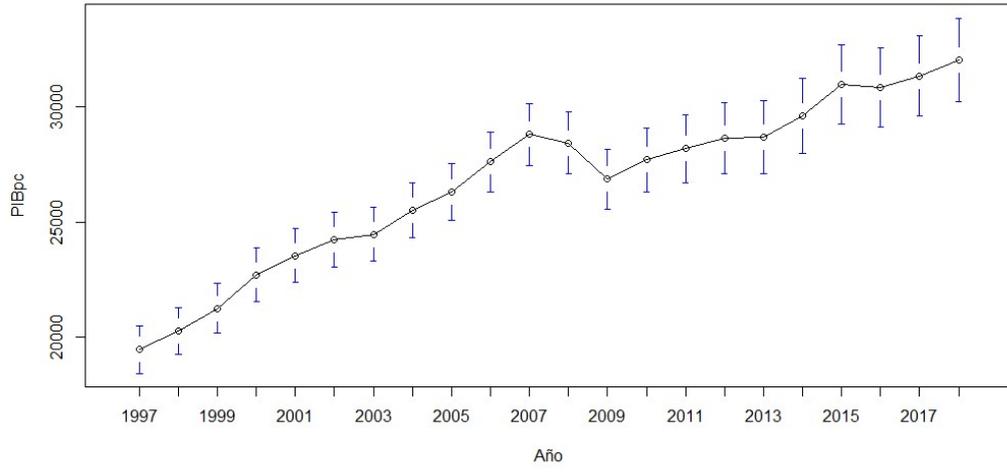


TABLA DE INTERCEPTOS DE EFECTOS FIJOS

NUTS2	Valor								
BE10	2,1303	DEA5	2,012072	ES51	2,063543	ITF2	1,999323	PT30	1,977876
BE21	2,062554	DEB1	1,992486	ES52	2,012363	ITF3	2,01813	UKC1	1,959975
BE22	1,995988	DEB2	1,960039	ES53	2,018094	ITF4	2,022461	UKC2	1,999236
BE23	2,010109	DEB3	2,008264	ES61	1,99683	ITF5	2,011986	UKD1	1,994742
BE24	2,034035	DEC0	2,005886	ES62	1,987136	ITF6	1,9943	UKD3	2,01778
BE25	2,016883	DEF0	1,989624	ES63	1,964557	ITG1	2,023399	UKD4	1,997861
BE31	2,027832	DK01	2,082489	ES64	1,939814	ITG2	2,027814	UKD6	2,054936
BE32	1,978189	DK02	1,988217	ES70	1,999023	ITH1	2,106848	UKD7	1,989002
BE33	1,988318	DK03	2,037715	FR10	2,125122	ITH2	2,080268	UKE1	1,991524
BE34	1,946865	DK04	2,03807	FRB0	2,016101	ITH3	2,103221	UKE2	2,007264
BE35	1,962585	DK05	2,022176	FRC1	2,012338	ITH4	2,080177	UKE3	1,971647
DE11	2,060437	EL30	2,081198	FRC2	1,997207	ITH5	2,111826	UKE4	2,010661
DE12	2,038024	EL41	1,959925	FRD1	2,002053	ITI1	2,100278	UKF1	1,992326
DE13	2,007397	EL42	2,044487	FRD2	2,018943	ITI2	2,05017	UKF2	2,010219
DE14	2,022725	EL43	1,991015	FRE1	2,011187	ITI3	2,06714	UKF3	1,945807
DE21	2,076581	EL51	1,964426	FRE2	1,998196	ITI4	2,117288	UKG1	2,015017
DE22	2,009397	EL52	1,975717	FRF1	2,018901	LU00	2,167029	UKG2	1,985262
DE23	2,010918	EL53	1,969259	FRF2	2,018428	NL11	2,067535	UKG3	2,009005
DE24	2,002966	EL54	1,95985	FRF3	1,997203	NL12	1,96464	UKH1	2,008658
DE25	2,022953	EL61	1,973048	FRG0	2,028751	NL13	1,952056	UKH2	2,036866
DE26	2,02265	EL62	2,011566	FRH0	2,014248	NL21	1,991779	UKH3	2,000301
DE27	2,007058	EL63	1,978429	FRI1	2,027755	NL22	2,008606	UKJ1	2,083935
DE50	2,062425	EL64	1,98928	FRI2	1,994316	NL23	1,96194	UKJ2	2,054899
DE60	2,087025	EL65	1,981028	FRI3	2,007231	NL31	2,050276	UKJ3	2,019847
DE71	2,07982	ES11	2,011339	FRJ1	1,999809	NL32	2,078886	UKJ4	2,009926
DE72	1,989453	ES12	1,997805	FRJ2	2,029389	NL33	2,05041	UKK1	2,034193
DE73	2,005351	ES13	1,997586	FRK1	2,002326	NL34	1,94979	UKK2	1,993528
DE91	2,025949	ES21	2,064356	FRK2	2,0488	NL41	2,04565	UKK3	1,943329
DE92	2,021026	ES22	2,043351	FRL0	2,03645	NL42	1,997854	UKK4	1,981365
DE93	1,953139	ES23	2,004749	FRM0	2,017922	PT11	1,97238	UKL1	1,969307
DE94	1,99572	ES24	2,037382	ITC1	2,089353	PT15	1,960009	UKL2	2,015274
DEA1	2,051549	ES30	2,063879	ITC2	2,083244	PT16	1,962387	UKM5	2,071393
DEA2	2,047289	ES41	2,018736	ITC3	2,090239	PT17	2,038975	UKM6	2,00674
DEA3	1,997365	ES42	1,994808	ITC4	2,131575	PT18	1,976543	UKM7	2,041139
DEA4	2,015347	ES43	1,97152	ITF1	2,036889	PT20	1,959854	UKN0	1,995892