

Dinámica espaciotemporal en el crecimiento económico regional: un modelo empírico para las comunidades autónomas españolas

*Julián Ramajo**, *Alejandro Ricci-Risquete***, *Geoffrey J.D. Hewings****

Recibido: 22 de febrero de 2024

Aceptado: 18 de junio de 2024

RESUMEN:

En este trabajo se analiza la evolución de la producción agregada del sistema económico regional español durante el período 2000T1-2023T4, mediante la formulación de un modelo de crecimiento espaciotemporal para las comunidades autónomas españolas que tiene en cuenta la presencia simultánea de dinámica temporal, dependencia espacial transversal, factores comunes y heterogeneidad regional. Así, la especificación econométrica usada en la aplicación empírica incluye retardos temporales y espaciales, términos mixtos espaciotemporales y un factor común (el crecimiento nacional) con dinámica temporal, permitiendo además que algunos parámetros varíen regionalmente, de tal forma que el modelo propuesto integra los principales elementos que pueden presentarse en los complejos procesos de crecimiento económico regional a lo largo del tiempo.

PALABRAS CLAVE: Dinámica temporal; dependencia espacial; modelos espaciotemporales; producción regional; España.

CLASIFICACIÓN JEL: C31; C33; C51; C53; E27; R11; R12; O11.

Spatio-temporal dynamics of regional economic growth: An empirical model for the Spanish Autonomous Communities

ABSTRACT:

This paper analyzes the evolution of the aggregate production in the Spanish regional economic system between 2000Q1 and 2023Q4 proposing a spatiotemporal growth model for the Autonomous Communities in Spain that simultaneously accounts for the presence of time-series dynamics, cross-sectional spatial dependence, common factors, and regional heterogeneity. The econometric specification used in the empirical application includes time-lagged variables, spatial and spatiotemporal lagged variables, a dynamic common factor (the national growth), and some parameters varying regionally, so we consider all the key stylized facts that complex regional economic growth processes exhibit over time.

KEYWORDS: Temporal dynamics; spatial dependence; spatio-temporal models; regional production; Spain.

JEL CLASSIFICATION: C31; C33; C51; C53; E27; R11; R12; O11.

* Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Extremadura. España.
ramajo@unex.es

** Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Extremadura. España.
alericci@unex.es

*** Professor Emeritus, Regional Economics Applications Laboratory. University of Illinois. United States of America (USA).
hewings@illinois.edu

Autor para correspondencia: ramajo@unex.es

1. INTRODUCCIÓN

Explaining the growth and change of regions and cities is one of the great challenges for social science. Cities or regions, like any other geographical scale of the economic system, have complex economic development processes that are shaped by an almost infinite range of forces. There is a thorny question as to what social science should aim to do in the face of such complexity. (Storper, 2011, p. 333)

There are three important questions related to the identification of regional business cycles. One question addresses whether the overall economic situation of a specific region is improving or worsening, because, in some cases, some of the macroeconomic variables have improved while others have not. [...] The second and third questions focus on the identification of the sources of the shocks on regional economies, and the spatial interaction of those shocks in the case where there are multiple regional units under consideration. Answering these questions will require decomposition of the regional economic indicators into the sources of the shocks and the addition of an imposition of spatial dependency structure in the analysis. (Chung & Hewings, 2015, p. 2)

Las dos citas recogidas textualmente en los párrafos precedentes reflejan a la perfección la filosofía actual de la ciencia regional en lo referente al crecimiento económico de ciudades o regiones, así como el espíritu investigador que ha regido la elaboración del presente artículo por parte de sus autores.

Concretamente, los procesos de crecimiento y desarrollo económicos de las regiones son complejos y están condicionados por una variedad casi ilimitada de elementos. De manera frecuente, se observa en la literatura sobre economía regional que una perturbación en una región tiene un fuerte impacto en sus regiones vecinas, en ocasiones incluso mayor que en la propia región de origen y, en consecuencia, se concluye erróneamente que existen considerables efectos desbordamiento entre las regiones. Este fenómeno poco realista podría estar vinculado con la ausencia de la estructura de nivel superior de la economía regional en los modelos de crecimiento espaciotemporal formulados por los investigadores. En este sentido, las regiones asimismo están expuestas a factores comunes, como las decisiones políticas de ámbito nacional o supranacional (por ejemplo, las políticas fiscal y monetaria), los precios internacionales de las materias primas o las decisiones empresariales de grandes corporaciones multinacionales y, por tal razón, sus ciclos económicos deberían exhibir un elevado grado de correlación.

En los países altamente descentralizados, tal y como es el caso de España, la dimensión subnacional de la evolución económica ha adquirido una especial relevancia, dada la posible existencia de los citados efectos desbordamiento entre jurisdicciones territoriales o de impactos asimétricos de los *shocks* macroeconómicos nacionales. La Constitución española de 1978 consagra una organización territorial de la Nación española en tres niveles, a saber, el Estado u organización central, las regiones o comunidades autónomas (CC. AA.) y las entidades locales (municipios y provincias) y, por primera vez, concede una importante autonomía política y financiera (fiscal) a las autoridades (administraciones) regionales. Ante un panorama semejante, como el recién expuesto, la monitorización de los ciclos económicos de las regiones y ciudades, y la realización de ejercicios de proyección macroeconómica a corto y medio plazo, son tareas fundamentales para una correcta toma de decisiones por parte de todos los agentes económicos y sociales implicados, o sea, los gobiernos, las empresas y los ciudadanos.

Así pues, en este artículo se investiga la evolución de la producción agregada del sistema económico regional español durante el período comprendido entre el primer trimestre del año 2000 y el cuarto trimestre del año 2023. Para ello, se formulará un modelo de crecimiento espaciotemporal para las 17 comunidades autónomas españolas que considera de manera simultánea la presencia de dinámica temporal, dependencia espacial transversal y factores comunes. A diferencia de otros trabajos similares, se estimará una especificación econométrica que incluye retardos temporales y espaciales, términos mixtos espaciotemporales y además un factor común (el crecimiento nacional) con dinámica temporal. Una vez estimado el modelo propuesto, que integra los principales elementos que pueden presentarse en los complejos procesos de crecimiento económico regional a lo largo del tiempo, se ejecutarán algunos

ejercicios de simulación para comprobar su utilidad como una herramienta de predicción o de análisis de escenarios.

El resto del trabajo se estructura como sigue. En el próximo apartado se realiza un breve repaso histórico sobre los modelos de crecimiento económico en la literatura aplicados a las regiones. En la sección 3 se expone con detalle la metodología empleada en este trabajo, en concreto, se explican los modelos econométricos espaciales dinámicos con factores comunes. En el apartado 4 se precisan las fuentes de datos utilizadas para el análisis y se define minuciosamente la especificación econométrica usada para la modelización de las tasas de variación intertrimestral del PIB de las CC. AA. En la sección 5, en primer lugar, se presentan los resultados econométricos del modelo de crecimiento económico espaciotemporal para las regiones españolas y, en segundo término, se efectúan dos ejercicios de simulación para estudiar la capacidad predictiva del modelo estimado y para obtener previsiones de las tasas de variación intertrimestral del PIB de las CC. AA. En último lugar, se exponen las principales conclusiones obtenidas en este trabajo.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Diferentes ramas de las ciencias sociales han tratado de explicar los motores del crecimiento y desarrollo de los países, regiones y ciudades. Los distintos niveles geográficos del sistema económico, en particular, las regiones (CC. AA. en el caso español), están sometidos a un vasto abanico de fuerzas que modelan los procesos de crecimiento y desarrollo económicos territoriales (Storper, 2011). Ante un escenario de tal complejidad, la economía espacial y, sobre todo, la econometría espacial, deberían de servir como buenas herramientas no sólo para detectar las pautas de comportamiento en los resultados de las economías regionales o locales, sino también para revelar los *shocks* o las perturbaciones (las causas de los cambios) sobre dichos modelos de desarrollo regionales. Por consiguiente, en este apartado se realizará una breve revisión de los modelos de crecimiento regional en la literatura, prestando especial atención a los motores que impulsan tales transformaciones, así como a las contribuciones empíricas más recientes.

Con base en los primeros modelos de crecimiento en el ámbito de la economía regional, que se cimentaban sobre el modelo de crecimiento exógeno o el modelo de Solow-Swan (Solow, 1956; Swan, 1956), se han desarrollado dos ramas de la economía espacial a partir de la década de los 90 del siglo XX: la Nueva Geografía Económica (NEG) y la Nueva Economía Urbana Neoclásica (NNUE). Mientras que la NEG se ocupa del desarrollo espacial de los territorios en un mundo de competencia monopolística (Krugman, 1991; Fujita & Krugman, 2004; Krugman, 2011), la NNUE se centra en la dinámica espacial de los municipios y las regiones en un mundo de competencia perfecta (Storper, 2010, 2011, 2017).

Sabiendo que tanto la NEG como la NNUE emplean las técnicas econométricas para la estimación de los modelos propuestos y partiendo de las pioneras obras científicas de referencia sobre la econometría espacial de Paelinck y Klaassen (1979) y Anselin (1988), desde finales de la década de los 2000 ha florecido un renovado interés por los modelos que contienen más de un efecto de interacción espacial (Elhorst, 2010). Esta predilección se ha materializado en el texto de referencia de la econometría espacial aplicada de LeSage y Pace (2009), en el cual se pone en valor el modelo espacial de Durbin como el mejor punto de partida para analizar muestras de datos espaciales que violan el supuesto tradicional de independencia entre observaciones, así como en otros manuales ulteriores que completan o extienden la obra anterior (Elhorst, 2014; Karlsson *et al.*, 2015; Fischer & Nijkamp, 2021).

Como los modelos de crecimiento regional siguen sin explicar muchos asuntos, los investigadores contemporáneos están tratando de identificar aquellos factores sociales más intangibles que permitan solventar algunas carencias. De acuerdo con Grillitsch *et al.* (2021), quienes ofrecen una reciente revisión de los modelos de crecimiento regional en la literatura, los científicos han desarrollado modelos de crecimiento económico regional actuales que exhiben grandes disparidades en las variables y técnicas empleadas. Con respecto a las variables dependientes, la medición del crecimiento económico se ha efectuado preferentemente a través del PIB, el empleo o la productividad regionales. En relación con las variables explicativas y de control, por regla general se han añadido los stocks de los factores trabajo y capital físico, capital humano, etc., así como las inversiones en I+D e infraestructuras. Por lo que atañe a las técnicas de modelización, se han utilizado habitualmente el método básico de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), los enfoques de máxima verosimilitud (MV) o del método generalizado de los

momentos (MGM), los modelos de efectos fijos o aleatorios, y múltiples formas de modelos econométricos espaciales.

Para el caso específico de la economía española, actualmente coexisten varios modelos de predicción del crecimiento económico a medio plazo (desde uno hasta tres años) a nivel multirregional, en concreto, los modelos de BBVA Research¹ (Camacho & Doménech, 2012; BBVA Research, 2014; Méndez-Marcano & Suárez, 2019), Funcas² e HISPALINK³ (Cabrer Borrás, 2001; Pérez Suárez *et al.*, 2009).

Para una periodicidad de corto plazo, la Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal (AIReF) confecciona el modelo METCAP, por el cual trimestralmente se proporcionan las estimaciones del PIB en términos de volumen para cada una de las comunidades autónomas aplicando la metodología establecida en los trabajos de Cuevas & Quilis (2015) y Cuevas *et al.* (2015). Tal procedimiento combina modelos de series temporales con métodos de benchmarking para procesar indicadores mensuales y trimestrales de las CC. AA., de forma que se obtienen unas estimaciones del PIB trimestral de las regiones españolas alineadas tanto temporalmente como transversalmente con los datos de las Contabilidad Nacional Trimestral y la Contabilidad Regional del Instituto Nacional de Estadística (INE).

También con un propósito de análisis coyuntural, el Banco de España (BdE) estima el modelo BayFaR (*Bayesian Factor model for Regions*), a fin de obtener previsiones a corto plazo tanto del PIB del conjunto de la economía española como del PIB de las CC. AA. de mayor tamaño, es decir, Andalucía, Cataluña, Comunidad de Madrid y Comunidad Valenciana (Artola *et al.*, 2019). Se trata de un modelo bayesiano de factores dinámicos que permite combinar de una manera parsimoniosa indicadores mensuales de actividad con medidas del PIB trimestral siguiendo la metodología desarrollada en Artola *et al.* (2018) y Gil *et al.* (2019) acerca de la construcción de indicadores sintéticos mensuales de actividad económica para las regiones españolas y la estimación de modelos de factores dinámicos para la generación de previsiones a escala autonómica del crecimiento del PIB a muy corto plazo.

Sin embargo, sólo existe en la actualidad un modelo de alta frecuencia que ofrece simultáneamente predicciones mensuales del crecimiento económico para el año corriente a nivel de la zona del euro, de España y de las comunidades autónomas, esto es, el modelo de CEPREDE (García López *et al.*, 2006; Meriguete de la Paz & Pérez García, 2014). Sirviéndose de una metodología igual o similar para las tres esferas territoriales, el modelo de alta frecuencia recoge los movimientos económicos compartidos por un amplio grupo de indicadores de coyuntura a través de una serie de factores o componentes principales cuya evolución futura se calcula por medio de técnicas de predicción de tipo ARIMA. Dicho conjunto de factores se destina tanto al cálculo de una cifra mensualizada del crecimiento del PIB real (métodos de tipo Chow-Lin) como a la proyección de la información específica de cada indicador coyuntural (análisis factorial dinámico).

A diferencia de todos los trabajos anteriores, en nuestra investigación se propone un nuevo modelo de previsión trimestral multirregional para la economía española, que integra explícitamente la dinámica espaciotemporal, con predicciones para las comunidades autónomas a corto plazo y «en tiempo real».

3. METODOLOGÍA: LOS MODELOS ECONOMÉTRICOS ESPACIALES DINÁMICOS CON FACTORES COMUNES

En este trabajo se utilizará como soporte empírico para realizar las predicciones y simulaciones del epígrafe 5 una especificación funcional que pertenece a la clase general de modelos econométricos espaciales dinámicos con factores comunes (GNS-CF) estudiados recientemente por Elhorst (2022); dicha clase general también puede extenderse al caso multivariante, para lo que se pueden consultar los trabajos de López *et al.* (2014, 2020) en el caso de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR), o Lu (2023) y Yang & Lee (2017, 2019) en el caso de sistemas de ecuaciones simultáneas (SEM). Una revisión general sobre las cuestiones relacionadas con la dependencia transversal y con los efectos de interacción en el

¹ BBVA Research: <https://www.bbvaesearch.com/>

² Funcas: <https://www.funcas.es/>

³ HISPALINK: <https://sites.google.com/view/redhispalink/>

espacio y en el tiempo, y sobre los distintos tipos de modelos aplicables en estos casos y la relación existente entre ellos, puede encontrarse en Elhorst *et al.* (2021).

En concreto, el modelo econométrico espaciotemporal propuesto en la sección 4 toma la forma siguiente:

$$Y_t = \mu + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 WY_t + \alpha_3 WY_{t-1} + \Gamma_1 F_{1t} + \dots + \Gamma_R F_{Rt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Nt})'$ es el $N \times 1$ vector columna que contiene las observaciones transversales ($i = 1, 2, \dots, N$) de la variable y para cada período temporal ($t = 1, 2, \dots, T$); $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N)'$ es un $N \times 1$ vector columna de efectos individuales fijos; $W = (w_1, w_2, \dots, w_N)'$, con $w_i = (w_{i1}, w_{i2}, \dots, w_{iN})'$, es la matriz de orden $N \times N$ de pesos espaciales –conectividad transversal– estandarizada por filas con la información sobre la dependencia espacial (débil) que existe entre las unidades analizadas; F_{1t}, \dots, F_{Rt} son factores comunes que recogen la información sobre la dependencia espacial fuerte (de tipo global) existente al nivel transversal; $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$ es un $N \times 1$ vector columna de errores independientes con distribuciones idénticas de media cero y varianza escalar σ^2 ; y, finalmente, $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ y $\Gamma_r = (\gamma_{r1}, \gamma_{r2}, \dots, \gamma_{rN})'$, junto con los efectos fijos, son los escalares o vectores de parámetros de respuesta asociados a los correspondientes regresores, los cuales deben estimarse.

En la especificación autorregresiva anterior los componentes que aparecen contienen distinto tipo de información y, por tanto, tienen diferentes interpretaciones:

- Inercia temporal: está formada por el término Y_{t-1} , que es la variable de control que mide la persistencia temporal interna de la variable Y , y por el retardo espaciotemporal WY_{t-1} , que contiene información sobre la inercia externa de dicha variable.
- Interacción espacial débil: se trata de la variable endógena WY_t , que caracteriza a los efectos de desbordamiento (*spillovers*) que miden la dependencia geográfica local de las observaciones transversales de la variable y en cada instante del tiempo.
- Factores comunes: son las variables F_{1t}, \dots, F_{Rt} , que controlan la dependencia transversal fuerte (global) de las variables contenidas en el vector Y , básicamente referida a *shocks* comunes a las unidades transversales que pueden cambiar de un año para otro.
- Heterogeneidad espacial: viene dada por el vector de parámetros μ , cuyos elementos capturan información sobre los efectos invariables en el tiempo que caracterizan las circunstancias específicas (no observables) de cada unidad transversal.

Por otra parte, en nuestra especificación no aparecen algunos términos que sí lo hacen en la especificación econométrica para datos de panel del trabajo de Elhorst (2022) [véase la ecuación 1 en la sección que detalla el modelo general]:

- No aparecen explícitamente efectos fijos temporales, pues estos son un caso particular de factor común con cierta restricción paramétrica.
- Tampoco se incluyen variables explicativas específicas (X_t), ni *spillovers* locales (WX_t), pues entendemos que la información que contendrían dichas variables está ya incluida en los valores de las variables y , al menos en el caso particular de nuestra aplicación, donde el PIB de cada Comunidad Autónoma que estima la AIREF utiliza como variables explicativas la información sobre indicadores regionales que intentar explicar el comportamiento de cada territorio, y en cada trimestre del año, en los distintos sectores productivos de la economía (véase la sección 4).

También cabe señalar que la ecuación (1) es un caso especial de modelo vectorial autorregresivo global (GVAR) y, de hecho, la especificación empírica propuesta en el siguiente epígrafe (ecuaciones (2) o (3) de la sección 4) puede considerarse una versión específica de los modelos espaciales vectoriales autorregresivos (SpVAR) desarrollados en Ramajo *et al.* (2017). En Elhorst *et al.* (2021) se encuentran los detalles matemáticos sobre la relación existente entre las clases de modelos GVAR (Global Vector Autoregressions) y SDM (Spatial Durbin Model).

Finalmente, debe indicarse claramente que la especificación econométrica (1), aunque atractiva en el sentido de combinar de una forma estadísticamente razonable (haciendo operativos) los principales elementos de la dinámica espaciotemporal regional (inercia temporal, interacción transversal, comunalidad e idiosincrasia), implica unas restricciones de comportamiento relativamente fuertes que deberían señalarse.⁴

Así, el modelo econométrico (1), considerado como un caso particular de una especificación de tipo vectorial autorregresivo (VAR), impone las restricciones de retardo espaciotemporal común de primer orden, estructura diagonal de las matrices de parámetros asociados a los retardos, homogeneidad paramétrica en dichas matrices diagonales, y también heterogeneidad transversal confinada a los efectos fijos y a las respuestas regionales en relación con los factores comunes observables. Dejamos para una investigación futura el análisis detallado de cada uno de estos puntos, en particular, las restricciones de dinámica idiosincrática y/o cruzada común que, siendo necesarias para garantizar la estabilidad del sistema de ecuaciones dinámico asociado al modelo planteado (y no permitir, por tanto, predicciones o simulaciones explosivas), podrían condicionar los resultados de ulteriores ejercicios de predicción/simulación.

4. DATOS Y ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA

Las series temporales de producción regional en España para el período comprendido entre el primer trimestre del año 2000 y el cuarto trimestre del año 2023 que se usarán para el cálculo de las tasas de variación intertrimestral del PIB provienen de la Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal (AIReF), una entidad administrativa independiente que publica regularmente estimaciones del PIB trimestral, medido en términos de volumen, de las comunidades autónomas españolas empleando la metodología estadística METCAP, tal como se ha comentado en párrafos anteriores.

En cuanto a la especificación econométrica, denotando por $Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{17,t})'$ al vector columna que incluye la tasa de variación intertrimestral del PIB para cada una de las 17 comunidades autónomas españolas, $y_{i,t} = \frac{\Delta PIB_{i,t}}{PIB_{i,t-1}} = T1_{i,t}$ ($i = 1, 2, \dots, 17$), el modelo espaciotemporal que se usará en la aplicación empírica viene dado por la siguiente expresión:⁵

$$Y_t = \mu + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 WY_t + \alpha_3 WY_{t-1} + \Gamma_1 Y_t^{ESP} + \Gamma_2 Y_{t-1}^{ESP} + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde los factores comunes Y_t^{ESP} y Y_{t-1}^{ESP} son los vectores que contienen el crecimiento intertrimestral contemporáneo y retardado del PIB de España⁶, y W es la matriz pesos espaciales que mide la interrelación existente entre las diversas regiones españolas, y que como se mostrará más adelante en este trabajo se ha construido usando información económica sobre el comercio interregional entre las CC. AA. españolas, yendo más allá de la mera adyacencia geográfica típica de muchos estudios de econometría espacial.

Como puede apreciarse en la ecuación (2), el crecimiento trimestral de cada región ($y_{i,t}$) viene condicionado por su pasado reciente ($y_{i,t-1}$), por el crecimiento actual de sus regiones 'vecinas'

⁴ Agradecemos en este punto los comentarios hechos por un evaluador anónimo, quién nos explicitó detalladamente las restricciones implícitas en la ecuación (1) al compararla con la asociada a un modelo VAR general no restringido.

⁵ Previo al análisis econométrico se ha realizado un estudio descriptivo de los crecimientos intertrimestrales regionales, que son las variables clave del modelo propuesto. Concretamente, se han comparado los ciclos regionales con el ciclo nacional, se han representado simultáneamente todas las series temporales de tasas regionales, y se han calculado los coeficientes de correlación globales y por subperíodos. Este análisis descriptivo básico pone de manifiesto la elevada correlación temporal (sincronización) que existe entre los ciclos económicos regionales y el ciclo de crecimiento nacional. Por otra parte, también se ha contrastado formalmente la hipótesis de dependencia transversal nula entre las tasas de crecimiento regionales; concretamente, se aplicó el test CD de Pesaran (2015), obteniéndose un valor de 107.155 para dicho estadístico, con un P-valor asociado de 0.000, rechazándose fuertemente la hipótesis nula de ausencia de correlación transversal. Ambos resultados, la presencia de correlación temporal y espacial de forma estadísticamente relevante, justifican la especificación espaciotemporal formulada.

⁶ Como se demuestra en Halleck-Vega & Elhorst (2016) y Ciccarelli & Elhorst (2018), estos factores difieren poco en general de los promedios transversales de la variable y en cada instante del tiempo y, por tanto, son similares a los factores comunes que se usan en el enfoque bietápico propuesto por Bailey et al. (2016) para filtrar las tendencias temporales comunes presentes en los datos.

($\sum_{j=1}^{17} w_{ij}y_{j,t}$) y del agregado nacional ($y_{ESP,t}$), y asimismo por el pasado reciente de estos crecimientos externos ($\sum_{j=1}^{17} w_{ij}y_{j,t-1}$ y $y_{ESP,t-1}$):

$$y_{i,t} = \mu_i + \alpha_1 y_{i,t-1} + \alpha_2 \sum_{j=1}^{17} w_{ij} y_{j,t} + \alpha_3 \sum_{j=1}^{17} w_{ij} y_{j,t-1} + \gamma_{1,i} y_{ESP,t} + \gamma_{2,i} y_{ESP,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$i = 1, 2, \dots, N ; t = 1, 2, \dots, T$$

También debe notarse que, en la ecuación anterior, los tres parámetros α son comunes en las 17 ecuaciones, mientras que los dos parámetros γ_1 y γ_2 varían entre CC. AA., al igual que lo hacen la ordenada en el origen μ , que son los efectos fijos regionales que sirven para controlar por aquellos factores inobservables de cada CC. AA. que condicionan potencialmente su crecimiento económico trimestral.

Además de la ecuación (3), para garantizar que los crecimientos del PIB individuales ($y_{i,t}$) se concilian con la tasa de variación del PIB nacional ($y_{ESP,t}$), una vez estimado el modelo se añade al sistema de ecuaciones estimado la restricción contable siguiente:

$$\sum_{i=1}^{17} p_i y_{i,t} = y_{ESP,t} \quad (4)$$

$$i = 1, 2, \dots, N ; t = 1, 2, \dots, T$$

que establece que la agregación de los crecimientos intertrimestrales del PIB de las CC. AA. debe coincidir con el crecimiento del PIB de España, siendo p_i la participación de cada región en el PIB total nacional.

Como se ha dicho anteriormente, la matriz de pesos espacial que mide la conectividad regional en el modelo propuesto, en este trabajo de ha definido en términos de distancia económica y no en la forma de proximidad geográfica que suele ser la opción más común.⁷ Concretamente, la matriz $W = (w_{ij})$ que proponemos considera que la región j es “vecina” de la región i si entre ellas durante el período 2000-2018 ha habido en promedio un volumen bilateral de comercio que represente al menos del 5 % del flujo total de comercio interregional de la región i . Este criterio se basa en la idea de que sólo aquellas regiones que tienen relaciones comerciales intensas son interdependientes económicamente de forma relevante, en el sentido de que pueden tener un impacto económico significativo entre ellas.⁸

Así, usando la base de datos *C-Intereg* (<https://www.c-intereg.es/>) para el período 2000-2018, en primer lugar se ha construido la matriz de *shares* de comercio interregional español (participaciones de cada CC. AA. en el volumen total de comercio —importaciones+exportaciones— de cada una de ellas), y a continuación se han descartado (igualándolas a cero) aquellas participaciones regionales por debajo del 5 %;⁹ finalmente, la matriz resultante se ha estandarizado para que la suma de sus elementos por filas sea igual a la unidad. El resultado es la matriz de conectividad regional mostrada en la Tabla 1, que como puede apreciarse presenta una “densidad” (número de elementos por fila distintos de cero) relativamente baja, señalando con ello la elevada concentración transversal en el comercio interregional español (siempre que se considere un umbral mínimo del 5 %, lógicamente). También puede deducirse a través del estudio por filas de dicha matriz la debilidad del uso exclusivo del enfoque de proximidad geográfica para cuantificar la intensidad de las relaciones económicas entre las regiones españolas.

⁷ En Ramajo *et al.* (2017) se demuestra que, al menos para el caso español, esta noción de vecindad económica proporciona mayor contenido informativo (estadístico) al modelo resultante que el derivado del concepto de proximidad geográfica.

⁸ La relación entre el comercio internacional y la sincronización de los ciclos económicos está bien documentada en la literatura económica (véase, por ejemplo, Baxter & Kouparitsas, 2005, o Calderón, Chong & Stein, 2007). Para el caso español, Barrios & De Lucio (2003) muestran que la intensidad (y el patrón) del comercio interregional y la especialización industrial desempeñan un papel importante en la determinación de las fluctuaciones económicas regionales. Una discusión reciente sobre la distribución espacial de la actividad económica, y sobre los vínculos espaciales entre localizaciones a través del comercio de bienes, puede encontrarse en Allen & Arkolakis (2023).

⁹ Por convención también se descarta el comercio intrarregional, de tal forma que $w_{ii} = 0$ para cada región.

TABLA 1.

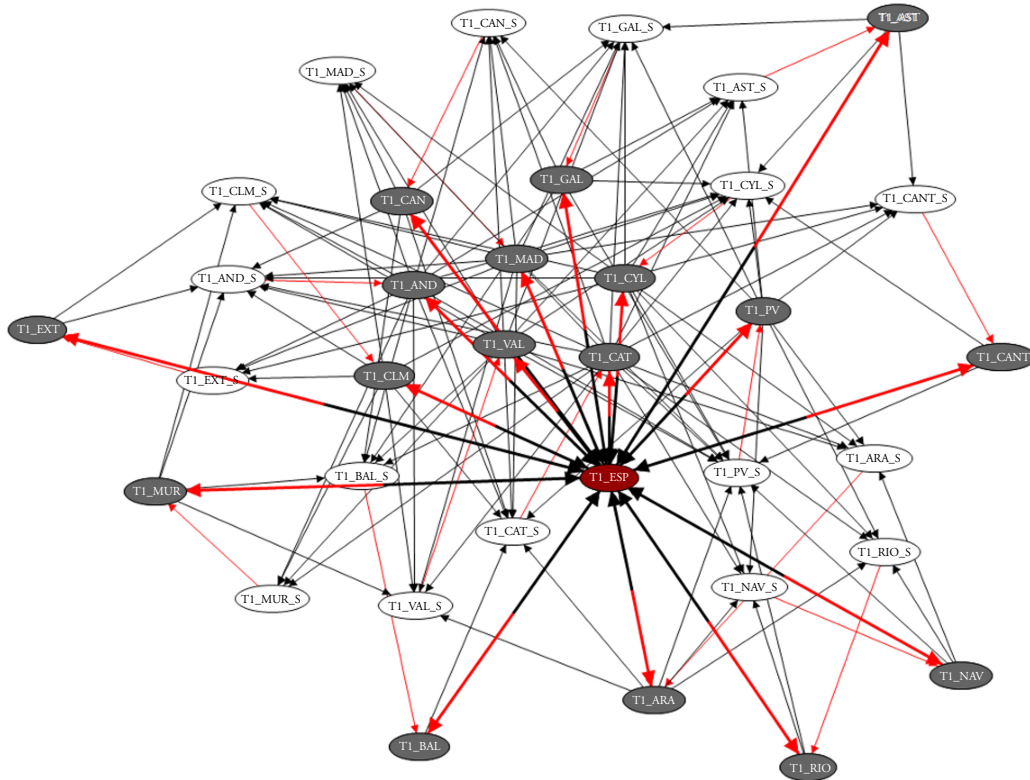
Matriz de pesos espaciales *W* —estandarizada por filas— derivada del comercio interregional español 2000-2018 (las celdas en blanco representan valores nulos)

| | AND | ARA | AST | BAL | CAN | CANT | CYL | CLM | CAT | VAL | EXT | GAL | MAD | MUR | NAV | PV | RIO |
|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| AND | | | | | 0.12 | | 0.05 | 0.17 | 0.13 | 0.12 | 0.13 | | 0.15 | 0.12 | | | |
| ARA | | | | | | | 0.06 | | 0.67 | 0.14 | | | | | 0.06 | 0.07 | |
| AST | 0.11 | | | | | | 0.30 | | 0.06 | 0.07 | | 0.38 | | | | 0.09 | |
| BAL | 0.23 | | | | 0.09 | | | | 0.37 | 0.19 | | 0.07 | | 0.05 | | | |
| CAN | 0.39 | | | | | | | | 0.22 | 0.13 | | 0.07 | 0.13 | | | 0.07 | |
| CANT | | | 0.10 | | | | 0.40 | | 0.10 | | | | 0.06 | | | 0.33 | |
| CYL | 0.08 | | 0.09 | | | 0.07 | | 0.12 | 0.08 | 0.06 | | 0.18 | 0.16 | | | 0.16 | |
| CLM | 0.20 | | | | | | 0.09 | | 0.08 | 0.14 | 0.07 | | 0.36 | 0.06 | | | |
| CAT | 0.13 | 0.33 | | 0.06 | 0.07 | | | 0.07 | | 0.21 | | | 0.07 | | | 0.06 | |
| VAL | 0.14 | 0.08 | | | | | | 0.15 | 0.25 | | | | 0.08 | 0.29 | | | |
| EXT | 0.56 | | | | | | 0.10 | 0.27 | | | | | 0.07 | | | | |
| GAL | 0.12 | | 0.20 | | 0.06 | | 0.32 | | 0.11 | 0.06 | | | 0.06 | | | 0.08 | |
| MAD | 0.21 | | | | 0.06 | | 0.15 | 0.41 | 0.10 | 0.09 | | | | | | | |
| MUR | 0.28 | | | | | | | 0.11 | 0.09 | 0.52 | | | | | | | |
| NAV | | 0.17 | | | | | 0.13 | | 0.20 | | | | | | | 0.36 | 0.14 |
| PV | 0.05 | 0.07 | | | | 0.09 | 0.25 | | 0.13 | 0.06 | | 0.07 | 0.06 | | 0.15 | | 0.06 |
| RIO | | 0.12 | | | | | 0.20 | | 0.12 | | | | | | 0.28 | 0.29 | |

Notas: Abreviaciones regionales: Andalucía (AND), Aragón (ARA), Principado de Asturias (AST), Illes Balears (BAL), Canarias (CAN), Cantabria (CANT), Castilla y León (CYL), Castilla-La Mancha (CLM), Cataluña (CAT), Comunitat Valenciana (VAL), Extremadura (EXT), Galicia (GAL), Comunidad de Madrid (MAD), Región de Murcia (MUR), Comunidad Foral de Navarra (NAV), País Vasco (PV) y La Rioja (RIO).

Teniendo en cuenta la matriz W anterior, el sistema de ecuaciones (3) y (4) puede representarse gráficamente como se muestra en la Figura 1. Dicha gráfica de dependencia muestra todas las relaciones región-nación e interregionales del sistema, así como los efectos contemporáneos y/o retardados entre ellas, poniendo de manifiesto la elevada complejidad del proceso dinámico de crecimiento económico regional de España.

FIGURA 1.
Gráfico de dependencia del sistema (3)+(4)



Notas: Nomenclatura utilizada: $T1_*$ representa la tasa de crecimiento intertrimestral del PIB de cada región en cada período, y $T1_*_S$ la tasa de crecimiento promedio de sus regiones vecinas, usando los correspondientes pesos espaciales de la Tabla 1 para el cálculo de dicha media ponderada. $T1_ESP$ representa el crecimiento intertrimestral del PIB de España. Abreviaciones regionales: Andalucía (AND), Aragón (ARA), Principado de Asturias (AST), Illes Balears (BAL), Canarias (CAN), Cantabria (CANT), Castilla y León (CYL), Castilla-La Mancha (CLM), Cataluña (CAT), Comunitat Valenciana (VAL), Extremadura (EXT), Galicia (GAL), Comunidad de Madrid (MAD), Región de Murcia (MUR), Comunidad Foral de Navarra (NAV), País Vasco (PV) y La Rioja (RIO).

5. RESULTADOS ECONÓMICOS Y SIMULACIÓN CON EL MODELO ESTIMADO

El sistema de ecuaciones dado por (3) se ha estimado, usando los datos del período 2000T1-2023T4,¹⁰ mediante el enfoque de máxima verosimilitud, concretamente el método BC-QMLE propuesto

¹⁰ Merece la pena destacar que antes de proceder a la estimación no se ha hecho ningún tratamiento especial de las series temporales usadas en el modelo para tener en cuenta los efectos de la pandemia de COVID-19. Entendemos que dicho tratamiento estadístico se ha hecho ya por parte de la AIREF en la generación de las series trimestrales del PIB de las CC. AA.

por Yu *et al.* (2008).¹¹ Las estimaciones de los parámetros de respuesta de los distintos componentes del modelo se presentan en la Tabla 2.¹²

TABLA 2.
Estimaciones BC-QMLE del modelo (3) para el período 2000T1-2023T4

| Dependencia temporal y espacial | α_1 | α_2 | α_3 |
|----------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | 0.057*** (0.023) | 0.153*** (0.023) | 0.032 (0.022) |
| Efectos fijos y factores comunes | μ_i | $\gamma_{1,i}$ | $\gamma_{2,i}$ |
| AND | -0.007 (0.040) | 0.750*** (0.026) | -0.082*** (0.031) |
| ARA | 0.024 (0.045) | 0.659*** (0.031) | -0.123*** (0.034) |
| AST | -0.086* (0.048) | 0.738*** (0.028) | -0.175*** (0.033) |
| BAL | -0.488*** (0.195) | 1.643*** (0.078) | 0.516*** (0.084) |
| CAN | -0.223*** (0.069) | 1.225*** (0.035) | -0.034 (0.044) |
| CANT | -0.048 (0.053) | 0.818*** (0.030) | -0.157*** (0.035) |
| CAT | -0.042 (0.040) | 1.024*** (0.028) | -0.113*** (0.035) |
| CLM | 0.114* (0.064) | 0.635*** (0.032) | -0.125*** (0.035) |
| CYL | -0.076* (0.044) | 0.776*** (0.027) | -0.185*** (0.032) |
| EXT | 0.077 (0.054) | 0.411*** (0.028) | -0.027 (0.030) |
| GAL | 0.068* (0.036) | 0.719*** (0.027) | -0.118*** (0.031) |
| MAD | 0.165*** (0.034) | 0.766*** (0.025) | -0.083*** (0.030) |
| MUR | 0.169*** (0.061) | 0.513*** (0.033) | -0.037 (0.035) |
| NAV | 0.064* (0.037) | 0.773*** (0.027) | -0.137*** (0.032) |

¹¹ En Ramajo *et al.* (2020) se compara este método con una extensión espacial de la metodología GMME propuesta por Han & Phillips (2010), encontrándose que los resultados son bastante similares tanto en signo como en magnitud. A este respecto puede consultarse también el trabajo reciente de Fingleton (2023), en el que se propone el uso de instrumentos sintéticos para tratar el problema de la endogeneidad de alguno(s) de los regresores del modelo espacial dinámico planteado.

¹² Por motivos de espacio no se proporciona información detallada sobre las propiedades estadísticas del modelo estimado o el comportamiento de los residuos, tanto a nivel conjunto como individual, pero se pueden proporcionar dichos resultados previa petición al autor de correspondencia.

TABLA 2. CONT.
Estimaciones BC-QMLE del modelo (3) para el período 2000T1-2023T4

| Efectos fijos y factores comunes | μ_i | $\gamma_{1,i}$ | $\gamma_{2,i}$ |
|----------------------------------|--------------------|---------------------|----------------------|
| PV | 0.010 (0.043) | 0.797*** (0.027) | -0.123*** (0.033) |
| RIO | -0.015 (0.066) | 0.905*** (0.033) | -0.217*** (0.039) |
| VAL | -0.091* (0.054) | 1.027*** (0.029) | -0.089** (0.036) |

Notas: Método de estimación: BC-QMLE [Bias-Corrected Quasi-Maximum Likelihood Estimator] (Yu *et al.*, 2008).

Estimaciones: Debajo de cada parámetro aparece el correspondiente error estándar estimado.

Nomenclatura del nivel de significación estadística: (*) significativo al 10 %; (**) significativo al 5 %; (***) significativo al 1 % o más.

Abreviaciones regionales: Andalucía (AND), Aragón (ARA), Principado de Asturias (AST), Illes Balears (BAL), Canarias (CAN), Cantabria (CANT), Castilla y León (CYL), Castilla-La Mancha (CLM), Cataluña (CAT), Comunitat Valenciana (VAL), Extremadura (EXT), Galicia (GAL), Comunidad de Madrid (MAD), Región de Murcia (MUR), Comunidad Foral de Navarra (NAV), País Vasco (PV) y La Rioja (RIO).

En lo referente a los coeficientes autorregresivos, tanto el parámetro temporal (α_1) como el espacial (α_2) resultan estadísticamente significativos al 99 % de confianza o más, mientras que el asociado al retardo espaciotemporal (α_3) sólo resulta significativo para un nivel del 84 % de confianza. Además, se satisface claramente la restricción $\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_3 < 1$, garantizándose por tanto la estabilidad del modelo empírico derivado; dicho resultado nos permite validar a priori el uso de éste a efectos de predicción-simulación, ya que un cambio en alguna de las variables explicativas y/o un *shock* en los errores del modelo tendrá efectos transitorios sobre las variables dependientes del modelo, pero éstas acabarán volviendo al estado de equilibrio con el paso del tiempo. información

Por lo que respecta a los parámetros asociados a los factores comunes ($\gamma_{1,i}$ y $\gamma_{2,i}$), que reflejan la sensibilidad del PIB de cada región a *shocks* macroeconómicos globales, puede comprobarse que resultan prácticamente todos estadísticamente significativos. Así, los 17 parámetros asociados a la actividad económica contemporánea del conjunto de España, Y_t^{ESP} , resultan relevantes, y sólo para dos comunidades (Extremadura y Murcia) los correspondientes al crecimiento del PIB nacional retardado, Y_{t-1}^{ESP} , no presentan significación apreciable.

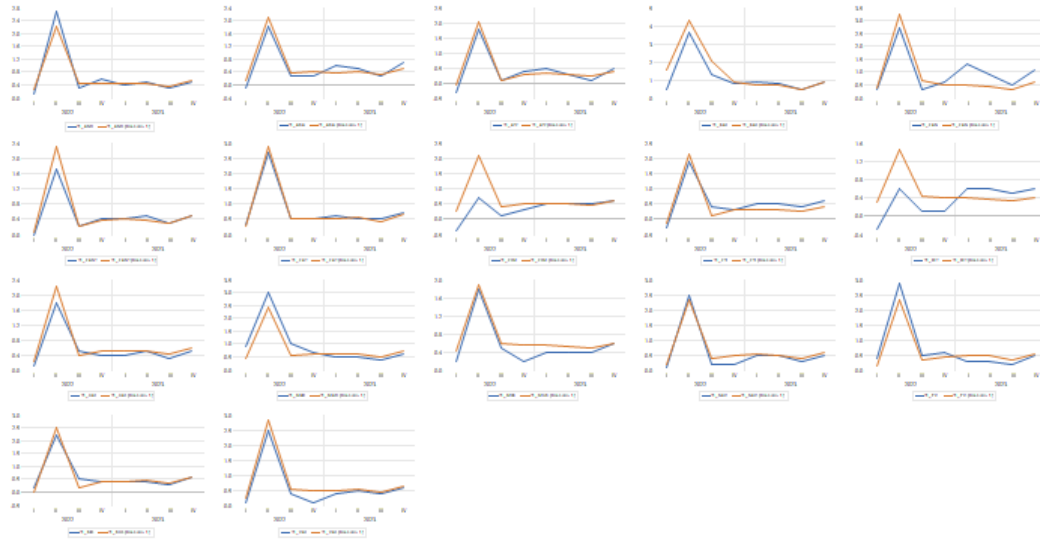
Finalmente, en cuanto a los efectos fijos regionales (μ_i), 10 de los 17 parámetros resultan significativos para un nivel del 90 % de confianza o más, lo que evidencia la presencia significativa de heterogeneidad transversal.

Una vez estimado el modelo y validado éste desde el punto de vista estadístico, a continuación, se han realizado dos ejercicios de simulación para poner a prueba la utilidad del mismo como una herramienta predictiva o de análisis de escenarios.

Así, en el primer ejercicio de simulación (Escenario 1), para analizar la capacidad predictiva del modelo estimado, se ha dividido la muestra completa de datos temporales en dos subperíodos, uno de entrenamiento y otro de evaluación. En primer lugar, se ha re-estimado el modelo econométrico (3) para el subperíodo 2000T1-2021T4 y, a continuación, se ha usado el sistema (3)+(4) para predecir los valores de las tasas intertrimestrales de cada región, y se han comparado finalmente dichas predicciones con los datos reales observados para el subperíodo 2022T1-2023T4. Como puede apreciarse en la gráfica de Figura 2, y en la tabla que la acompaña, en general el modelo estimado es capaz de detectar adecuadamente el comportamiento trimestral de todas las comunidades autónomas durante esos dos años. Merece la pena destacar, en positivo, el ajuste excepcionalmente bueno conseguido para algunas regiones, como es el caso

de Cataluña, y en negativo, el resultado predictivo obtenido para Baleares, Canarias, Castilla-La Mancha y Extremadura.¹³

FIGURA 2.
Análisis de la capacidad predictiva del modelo empírico (Escenario 1)



| | Error Absoluto Medio (EAM) | Error Cuadrático Medio (ECM) |
|------|-----------------------------------|-------------------------------------|
| AND | 0.141 | 0.040 |
| ARA | 0.152 | 0.031 |
| AST | 0.132 | 0.024 |
| BAL | 0.357 | 0.275 |
| CAN | 0.381 | 0.199 |
| CANT | 0.108 | 0.050 |
| CYL | 0.177 | 0.037 |
| CLM | 0.327 | 0.307 |
| CAT | 0.066 | 0.007 |
| VAL | 0.144 | 0.039 |
| EXT | 0.361 | 0.185 |
| GAL | 0.128 | 0.029 |
| MAD | 0.254 | 0.099 |
| MUR | 0.138 | 0.029 |
| NAV | 0.111 | 0.020 |

¹³ Uno de los evaluadores anónimos de este artículo nos ha hecho llegar una reflexión general sobre los buenos resultados predictivos post-muestrales obtenidos a veces con los modelos empíricos de economía aplicada, alegando que los mismos podrían deberse a que realmente se está explicando adecuadamente el fenómeno subyacente o a que simplemente se puede estar replicando el proceso de generación de los datos que reflejan la evolución de dicho fenómeno. A este respecto debemos señalar el modelo econométrico propuesto —ecuación (3)— utiliza como input muestral el resultado final del proceso de estimación del PIB en términos de volumen para las regiones españolas por parte de la AIREF, pero nuestra especificación no utiliza como variables explicativas los indicadores parciales mensuales y/o trimestrales en los que se basan dichas estimaciones de la producción trimestral de cada región. Por tanto, pensamos que los resultados de nuestro ejercicio predictivo no quedan comprometidos, al menos de forma directa, por la reflexión hecha por el evaluador.

FIGURA 2. CONT.
Análisis de la capacidad predictiva del modelo empírico (Escenario 1)

| | Error Absoluto Medio (EAM) | Error Cuadrático Medio (ECM) |
|-----|----------------------------|------------------------------|
| PV | 0.205 | 0.066 |
| RIO | 0.137 | 0.035 |

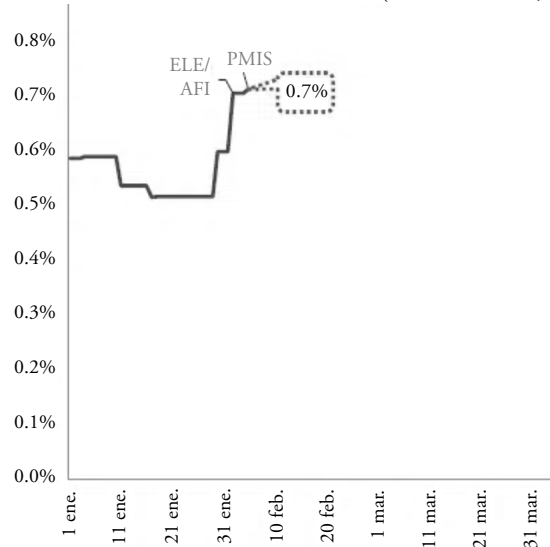
Notas: Nomenclatura utilizada: T1_* representa la tasa de crecimiento intertrimestral del PIB de cada región en el subperíodo de evaluación 2022T1-20023T4.

Abreviaciones regionales: Andalucía (AND), Aragón (ARA), Principado de Asturias (AST), Illes Balears (BAL), Canarias (CAN), Cantabria (CANT), Castilla y León (CYL), Castilla-La Mancha (CLM), Cataluña (CAT), Comunitat Valenciana (VAL), Extremadura (EXT), Galicia (GAL), Comunidad de Madrid (MAD), Región de Murcia (MUR), Comunidad Foral de Navarra (NAV), País Vasco (PV) y La Rioja (RIO).

En el segundo ejercicio de simulación (Escenario 2) se usa el sistema (3)+(4), una vez estimado el modelo (3) para el período muestral completo 2000T1-2023T4, en una situación no ficticia en la que se dispone de previsiones futuras para el crecimiento trimestral del PIB la economía española y se quieren obtener previsiones de las tasas de variación intertrimestral del PIB al nivel regional. Así, se usan las cifras del modelo MIPred de la AIREF (Cuevas *et al.*, 2015), que ofrece una estimación «en tiempo real» del crecimiento intertrimestral del PIB de España para el trimestre en curso, para obtener las correspondientes tasas intertrimestrales de las CC. AA. En la Figura 3 se presenta la gráfica de la previsión del crecimiento trimestral del PIB en tiempo real a fecha 5 de febrero de 2024 y las predicciones «en tiempo real» que se obtienen a partir de nuestro modelo.

FIGURA 3.
Previsiones de crecimiento del PIB regional en tiempo real (Escenario 2)

Previsión de la tasa intertrimestral del PIB nacional (modelo MIPred, 5-2-2024)



Previsión de la tasa intertrimestral del PIB de cada CC. AA. (sistema (3)+(4))

| | |
|------|-------------------|
| AND | 0.6% (0.5%, 0.7%) |
| ARA | 0.6% (0.5%, 0.7%) |
| AST | 0.5% (0.3%, 0.6%) |
| BAL | 1.3% (0.8%, 1.8%) |
| CAN | 0.8% (0.7%, 1.0%) |
| CANT | 0.6% (0.4%, 0.7%) |
| CAT | 0.8% (0.7%, 0.9%) |

FIGURA 3. CONT.
Previsiones de crecimiento del PIB regional en tiempo real (Escenario 2)

| Previsión de la tasa intertrimestral del PIB de cada CC. AA. (sistema (3)+(4)) | |
|--|-------------------|
| CLM | 0.6% (0.5%, 0.8%) |
| CYL | 0.5% (0.4%, 0.6%) |
| EXT | 0.5% (0.4%, 0.6%) |
| GAL | 0.6% (0.5%, 0.7%) |
| MAD | 0.8% (0.7%, 0.9%) |
| MUR | 0.7% (0.5%, 0.8%) |
| NAV | 0.7% (0.6%, 0.7%) |
| PV | 0.6% (0.5%, 0.8%) |
| RIO | 0.6% (0.4%, 0.8%) |
| VAL | 0.7% (0.6%, 0.8%) |

Fuente: AIREF (<https://www.airef.es/wp-content/uploads/2024/02/MIPRED/Prevision-PIB-tiempo-real-05-02-2024-Web.pdf>) y elaboración propia.

Notas: Previsiones: En el caso regional, a la derecha de cada tasa predicha aparece el correspondiente rango de incertidumbre en la estimación, en nuestro caso el rango central 40-60, obtenido mediante simulación estocástica con 1000 repeticiones y teniendo en cuenta la incertidumbre en la estimación de los parámetros del modelo; aunque no se presentan por motivos de espacio, también se han calculado los rangos 30-70, 20-80 y 10-90 al objeto de disponer de diferentes intervalos de previsión para las tasas de crecimiento.

Abreviaciones regionales: Andalucía (AND), Aragón (ARA), Principado de Asturias (AST), Illes Balears (BAL), Canarias (CAN), Cantabria (CANT), Cataluña (CAT), Castilla-La Mancha (CLM), Castilla y León (CYL), Extremadura (EXT), Galicia (GAL), Comunidad de Madrid (MAD), Región de Murcia (MUR), Comunidad Foral de Navarra (NAV), País Vasco (PV), La Rioja (RIO), y Comunitat Valenciana (VAL).

Tal como se desprende de la Figura 3, las CC. AA. que mostrarían una mayor sensibilidad al ciclo económico en comparación con la media de España son las Illes Balears y Canarias, por este orden. De acuerdo con nuestro modelo, las previsiones de crecimiento del PIB regional para el primer trimestre del año 2024 son del 1,3 % para las Illes Balears y del 0,8 % para las Canarias, frente a un valor para el conjunto de la economía española del 0,7 % para el mismo período. En el extremo contrario, las CC. AA. que exhibirían una menor sensibilidad al ciclo económico en relación con el promedio de España son Extremadura, Castilla y León y el Principado de Asturias. Así, con arreglo a nuestras estimaciones, las previsiones de la tasa intertrimestral del PIB para el primer trimestre del año 2024 son del 0,5 % aproximadamente para dichas tres últimas regiones españolas, una cifra dos décimas por debajo de la media de la economía nacional prevista en el primer trimestre del presente año 2024.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se analiza la evolución de la producción agregada del sistema económico regional español desde el primer trimestre de 2000 hasta el cuarto trimestre del 2023 a través de un modelo de crecimiento espaciotemporal para las 17 CC. AA. de España que tiene en cuenta simultáneamente la presencia de dinámica temporal, dependencia espacial transversal, factores comunes y heterogeneidad regional. En contraste con estudios previos, se ha estimado una especificación econométrica «completa» que incluye retardos temporales y espaciales, términos mixtos espaciotemporales y asimismo un factor común (el crecimiento nacional) con dinámica temporal, permitiendo además que algunos de los parámetros varíen regionalmente; por tanto, que engloba los aspectos esenciales que pueden definir los complejos procesos de crecimiento económico de las regiones.

En primer lugar, los resultados de las estimaciones de nuestro modelo econométrico de crecimiento económico regional revelan que existe una presencia significativa de heterogeneidad transversal para más de la mitad de las CC. AA. o, en otros términos, que las características intrínsecas inobservables de cada

una de las regiones españolas tienen impactos notables sobre la propia evolución económica del trimestre. En segundo término, el ciclo económico nacional incide considerablemente tanto de manera actual como de forma retardada sobre las subidas o bajadas del PIB de casi todas las CC. AA., es decir, la actividad económica regional resulta especialmente sensible ante las variaciones anterior y presente de la producción del conjunto de España.

En última instancia, nuestro modelo empírico sobre la dinámica productiva regional en España puede utilizarse como una herramienta útil de predicción-simulación económica, puesto que se verifica la condición de estabilidad del sistema de ecuaciones estimado, es decir, que cambios en las variables explicativas o *shocks* en los términos de error tendrán efectos transitorios sobre las variables dependientes. Así, en un primer ejercicio de simulación se pone de manifiesto la generalmente buena capacidad predictiva del modelo estimado sobre el comportamiento económico trimestral de las diferentes CC. AA. En un segundo ejercicio de simulación se pone en acción el modelo estimado con el propósito de computar «en tiempo real» las previsiones de las tasas de crecimiento intertrimestral del PIB de las CC. AA., evidenciando la mayor sensibilidad de las Illes Balears y Canarias y la menor sensibilidad de Extremadura, Castilla y León y el Principado de Asturias al ciclo económico en comparación con la media de España.

REFERENCIAS

- Allen, T., & Arkolakis, C. (2023). Economic Activity across Space: A Supply and Demand Approach. *Journal of Economic Perspectives*, 37(2), 3-28.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods And Models*. Springer Science & Business Media.
- Artola, C., Fiorito, A., Gil, M., Pérez, J. J., A. Urtasun, & Vila, D. (2018). *Monitoring the Spanish Economy from a Regional Perspective: Main Elements of Analysis*. Documentos Ocasionales, n.º 1809, Banco de España.
- Artola, C., Gil, M., Leiva, D., Pérez, J. J., & Urtasun, A. (2019). *Predicción en tiempo real del PIB regional: aspectos estadísticos y un modelo de previsión*. Artículos Analíticos, Boletín Económico, 2/2019, Banco de España.
- Bailey, N., Holly, S., & Pesaran, M. H. (2016). A Two-Stage Approach to Spatio-Temporal Analysis with Strong and Weak Cross-Sectional Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 31(1), 249-280.
- Barrios, S., & De Lucio, J. J. (2003). Economic Integration and Regional Business Cycles: Evidence from the Iberian Regions. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(4), 497-515.
- Baxter, M., & Kouparitsas, M. A. (2005). Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 52(1), 113-157.
- BBVA Research (2014). Recuadro 1. ¿Qué comunidades son más sensibles al ciclo europeo? Un análisis utilizando el modelo BBVA-RVAR. En BBVA Research, *Situación España, Cuarto trimestre 2014* (pp. 25-28). Banco Bilbao Vizcaya Argentaria.
- Cabrer Borrás, B. (Ed., Coord.) (2001). *Análisis regional: el proyecto HISPALINK*. Mundi-Prensa Libros.
- Calderón, C., Chong, A., & Stein, E. (2007). Trade Intensity and Business Cycle Synchronization: Are Developing Countries any Different? *Journal of international Economics*, 71(1), 2-21.
- Camacho, M., & Doménech, R. (2012). MICA-BBVA: A Factor Model of Economic and Financial Indicators for Short-Term GDP Forecasting. *SERIEs*, 3, 475-497.
- Chung, S., & Hewings, G. J. D. (2015). Competitive and Complementary Relationship between Regional Economies: A Study of The Great Lake States. *Spatial Economic Analysis*, 10(2), 205-229.
- Ciccarelli, C., & Elhorst, J. P. (2018). A Dynamic Spatial Econometric Diffusion Model with Common Factors: The Rise and Spread of Cigarette Consumption in Italy. *Regional Science and Urban Economics*, 72, 131-142.

- Cuevas, A., & Quilis, E. M. (2015). *Quarterly Regional GDP Flash Estimates for the Spanish Economy (METCAP Model)*. AIREF Working Paper DT/2015/3, Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal.
- Cuevas, A., Pérez-Quirós, G. & Quilis, E. M. (2015). *Integrated Model of Short-Term Forecasting of the Spanish Economy (MIPred Model)*. AIREF Working Paper DT/2015/4, Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal.
- Cuevas, A., Quilis, E. M., & Espasa, A. (2015). Quarterly Regional GDP Flash Estimates by Means of Benchmarking and Chain Linking. *Journal of Official Statistics*, 31(4), 627-647.
- Elhorst, J. P. (2010). Applied Spatial Econometrics: Raising The Bar. *Spatial Economic Analysis*, 5(1), 9-28.
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer Science & Business Media.
- Elhorst, J. P. (2022). The Dynamic General Nesting Spatial Econometric Model for Spatial Panels with Common Factors: Further Raising the Bar. *Review of Regional Research*, 42 (3), 249-267.
- Elhorst, J. P., Gross, M., & Tereanu, E. (2021). Cross-Sectional Dependence and Spillovers in Space and Time: Where Spatial Econometrics and Global VAR Models Meet. *Journal of Economic Surveys*, 35(1), 192-226.
- Fingleton, B. (2023). Estimating Dynamic Spatial Panel Data Models with Endogenous Regressors Using Synthetic Instruments. *Journal of Geographical Systems*, 25(1), 121-152.
- Fischer, M. M., & Nijkamp, P. (2021). *Handbook of Regional Science (2nd and extended ed.)*. Springer Science & Business Media.
- Fujita, M., & Krugman, P. (2004). The New Economic Geography: Past, Present and The Future. *Papers in Regional Science*, 83(1), 139-164.
- García López, G., Pérez García, J., & Rodríguez Guerra, J. (2006). Un modelo de predicción de alta frecuencia para la economía española. En G. Guirao Pérez & V. J. Cano Fernández (Coords.), *Anales de Economía Aplicada 2006: XX Reunión ASEPELT-España* (pp. 38-58). Delta Publicaciones.
- Gil, M., Leiva, D., Pérez, J. J., & Urtasun, A. (2019). *An Application of Dynamic Factor Models to Nowcast Regional Economic Activity in Spain*. Documentos Ocasionales, n.º 1904, Banco de España.
- Grillitsch, M., Martynovich, M., Fitjar, R. D., & Haus-Reve, S. (2021). The Black Box of Regional Growth. *Journal of Geographical Systems*, 23, 425-464.
- Halleck-Vega, S., & Elhorst, J. P. (2016). A Regional Unemployment Model Simultaneously Accounting for Serial Dynamics, Spatial Dependence and Common Factors. *Regional Science and Urban Economics*, 60, 85-95.
- Han, C., & Phillips, P. C. (2010). GMM Estimation for Dynamic Panels with Fixed Effects and Strong Instruments at Unity. *Econometric Theory*, 26(1), 119-151.
- Karlsson, C., Andersson, M., & Norman, T. (Eds.). (2015). *Handbook of Research Methods and Applications in Economic Geography*. Edward Elgar Publishing.
- Krugman, P. (1991). Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483-499.
- Krugman, P. (2011). The New Economic Geography, Now Middle-Aged. *Regional Studies*, 45(1), 1-7.
- LeSage, J. P., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics* (1st ed.). Chapman and Hall/CRC.
- Llano, C., Esteban, A., Pérez, J. & Pulido, A. (2008). La base de datos C-Intereg sobre el comercio interregional de bienes en España: Método y primeros resultados (1995- 2006). *Ekonomiaz*, 69, 245-629.

- Llano, C., Esteban, A., Pérez, J. & Pulido, A. (2010). Opening the Interregional Trade “Black Box”: The C-intereg Database for the Spanish Economy (1995-2005). *International Regional Science Review*, 33, 302-337.
- López, F. A., Mínguez, R., & Mur, J. (2020). ML versus IV estimates of spatial SUR models: evidence from the case of Airbnb in Madrid urban area. *The Annals of Regional Science*, 64(2), 313-347.
- López, F. A., Mur, J., & Angulo, A. (2014). Spatial model selection strategies in a SUR framework. The case of regional productivity in EU. *The Annals of Regional Science*, 53(1), 197-220.
- Lu, L. (2023). Simultaneous Spatial Panel Data Models with Common Shocks. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(2), 608-623.
- Méndez-Marcano, R., & Suárez, A. (2019). *Comunidades autónomas españolas: interdependencia y sensibilidad a shocks nacionales y globales*. BBVA Research, Observatorio España, Abril 2019. Banco Bilbao Vizcaya Argentaria.
- Merigüete de la Paz, D., & Pérez García, J. (2014). *Indicadores de alta frecuencia para el crecimiento regional*. Instituto L. R. Klein – Centro Stone / CEPREDE.
- Paelinck, J. H. P., & Klaassen, L. (1979). *Spatial Econometrics*. Saxon House.
- Pérez Suárez, R., López Menéndez, A. J., Moreno Cuartas, B., Rodríguez Feijoó, S., Callealta Barroso, F. J., López García, A. M., & Buendía Azorín, J. D. (2009). Predicción económica regional: experiencias en la red HISPALINK. *Información Comercial Española, ICE: Revista de economía*, 848, 141-158.
- Pesaran, M. H. (2015). Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. *Econometric Reviews*, 34(6-10), 1089-1117.
- Ramajo, J., Márquez, M. A., & Hewings, G. J. D. (2017). Spatiotemporal Analysis of Regional Systems: A Multiregional Spatial Vector Autoregressive Model for Spain. *International Regional Science Review*, 40(1), 75-96.
- Ramajo, J., Ricci-Risquete, A., Jerez, L., & Hewings, G. J. (2020). Impacts of Neighbors on Local Tax Rates: A Space–Time Dynamic Panel Data Analysis. *International Regional Science Review*, 43(1-2), 105-127.
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to The Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Storper, M. (2010). Agglomeration, Trade, and Spatial Development: Bringing Dynamics Back In. *Journal of Regional Science*, 50(1), 313-342.
- Storper, M. (2011). Why Do Regions Develop and Change? The Challenge for Geography and Economics. *Journal of Economic Geography*, 11(2), 333-346.
- Storper, M. (2017). Chapter 2: Explaining regional growth and change. In R. Huggins & P. Thompson (Eds.), *Handbook of Regions and Competitiveness* (pp. 35-48). Edward Elgar Publishing.
- Swan, T. W. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*, 32(2), 334-361.
- Yang, K., & Lee, L. F. (2017). Identification and QML Estimation of Multivariate and Simultaneous Equations Spatial Autoregressive Models. *Journal of Econometrics*, 196 (1), 196-214.
- Yang, K., & Lee, L. F. (2019). Identification and Estimation of Spatial Dynamic Panel Simultaneous Equations Models. *Regional Science and Urban Economics*, 76, 32-46.
- Yu, J., De Jong, R., & Lee, L. F. (2008). Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects when both n and T are Large. *Journal of Econometrics*, 146(1), 118-134.

ORCID

Julián Ramajo

<https://orcid.org/0000-0002-3156-8315>

Alejandro Ricci-Risquete

<https://orcid.org/0000-0001-6435-6688>

Geoffrey J.D. Hewings

<https://orcid.org/0000-0003-2560-3273>

