



Sobre turismo y crecimiento económico.

Análisis de causalidad de Granger en panel con datos

regionales españoles

J. Aníbal Núñez Carrasco (janunez@uma.es)

Alejandro García Pozo (ag@uma.es)

Juan A. Campos Soria (jacampos@uma.es)

Departamento de Economía Aplicada-Estructura Económica. Pl. El Ejido nº6,
29071 Málaga

Universidad de Málaga

Área Temática: 05 El turismo y el territorio

Resumen: *En este paper estudiamos la existencia de relaciones de causalidad à la Granger entre crecimiento económico y desarrollo turístico con datos regionales españoles. Para ello recurrimos a datos mensuales del índice de producción industrial y de llegadas de visitantes residentes y no residentes a las 17 comunidades autónomas españolas durante el periodo 2002-2016. Como metodología econométrica se utiliza el análisis de causalidad Granger sobre paneles heterogéneos propuesto por Emirmahmutoglu y Kose (2011) en la que se tiene en cuenta la existencia de correlación transversal entre las unidades del panel mediante la generación de valores críticos con técnicas de bootstrap. Los resultados obtenidos muestran la existencia de una relación bidireccional entre turismo y crecimiento económico, siendo el turismo doméstico el que desempeña un papel relevante en esas relaciones de causalidad. Por último, al agrupar las distintas regiones en costeras y de interior se observa que la hipótesis TLEG recibe su apoyo en las regiones del interior mientras que en las regiones costeras es la hipótesis EDTG la que encuentra respaldo.*

Palabras Clave: *tourism-led economic growth; Panel Granger causality test; Cross-sectional dependence*

Clasificación JEL: *C33, O18, Z32*

1. INTRODUCCION

El turismo representa uno de los sectores más relevantes de la economía mundial. Su importancia está relacionada con el nivel de empleo que genera, con el elevado volumen de ingresos en divisas para el país receptor que permiten importar bienes de capital generadores de bienes y servicios en el resto de los sectores de la economía e incorporar progreso técnico, incentivando el desarrollo de infraestructuras y propiciando la aparición de efectos desbordamiento que se expanden por el conjunto de la economía. Más recientemente, el desarrollo de las tecnologías de la información y la comunicación, la proliferación de compañías aéreas de bajo coste y el surgimiento de nuevos mercados turísticos como Rusia y China, han consolidado al sector turístico como un motor del crecimiento económico mundial.

Desde principios del siglo XXI la expansión de la industria turística se ha visto acompañada de un creciente interés académico por conocer los efectos que tal expansión genera en el conjunto de la economía. En concreto, desde un punto de vista empírico los estudios que analizan la relación entre desarrollo turístico y crecimiento económico han planteado cuatro hipótesis de trabajo. La primera de ellas, conocida como Hipótesis del crecimiento económico causado por el desarrollo turístico o hipótesis TLEG (tourism-led economic growth) en su acrónimo inglés, postula la existencia de una relación causal positiva desde crecimiento turístico hacia crecimiento económico. Los argumentos que sustentan esta relación causal son varios. Así, en primer lugar, los ingresos procedentes del turismo internacional aportan moneda extranjera que permite importar bienes de capital por parte de otros sectores económicos, facilitando con ello la incorporación de nuevas tecnologías al país receptor. En segundo lugar, el turismo internacional permite mejorar la eficiencia de las empresas locales al aumentar la competencia de empresas extranjeras. En tercer lugar, contribuye a reducir los niveles de desempleo. Los servicios turísticos son relativamente intensivos en empleo y presentan una sustituibilidad limitada con los bienes de capital de forma que una expansión del output en este sector va estrechamente unida a una notable generación de empleo. En cuarto lugar, el desarrollo turístico facilita la explotación de economías de escala y de alcance por parte de empresas locales. En general la expansión de la industria turística generaría efectos desbordamiento tanto directos como indirectos que permitirían la expansión del resto de los sectores económicos. Esa

capacidad para generar efectos multiplicadores será tanto mayor cuanto más intensos sean los lazos o linkages entre el turismo y el resto de los sectores económicos.

Si bien la hipótesis TLEG presupone la existencia de una relación causal positiva, muchos autores han considerado que el desarrollo turístico puede proyectar efectos negativos sobre el crecimiento económico. En este sentido, el gasto de los turistas extranjeros puede alterar los patrones domésticos de consumo vía el llamado efecto demostración, dando lugar a episodios de inflación y desequilibrios de balanza de pagos (véanse Balaguer y Cantavella-Jordá (2002); Hazari & Sgro (2004) así como efectos adversos sobre la industria manufacturera más tradicional conocidos como Enfermedad Holandesa, Nowak & Sahli (2007) y Capó et al. (2007a). Adicionalmente, la expansión turística puede generar un efecto expulsión sobre el capital humano en aquellos países o regiones altamente especializados en este sector, tal como indica Deng et al. (2014).

La segunda hipótesis de causación invierte los términos de la hipótesis TLEG y postula que es el crecimiento económico del conjunto de la economía el que actúa como motor favoreciendo el desarrollo del sector turístico. Tal como indican Payne y Mervar (2010), la hipótesis EDTG (economic-driven tourism growth) destaca la labor del gobierno en políticas de estímulo a la inversión en capital físico y humano, políticas que favorezcan la estabilidad institucional y que garanticen y protejan los derechos de propiedad, como medio para facilitar el desarrollo del sector, al permitir allegar una mayor cantidad de recursos al mismo en forma de infraestructuras y generar una clara señal de estabilidad institucional para el turismo internacional. Entre los trabajos que encuentran evidencia a favor de esta relación causal hemos de mencionar Oh (2005) para Corea, Katircioglu (2009a) para Chipre, Tang y Jang (2009) para EEUU, Payne y Mervar (2010) para Croacia, Cortés-Jiménez et al. (2011) para Túnez, y Tang (2011) para Malasia.

Como tercera hipótesis, la relación de causalidad puede ser de tipo feedback o bidireccional. En este caso la expansión del sector turístico se presenta como un motor del crecimiento económico general y al mismo tiempo recibe efectos de retroalimentación procedente de este último. La literatura que apoya esta relación bidireccional es igualmente abundante. En concreto, 12 de los 44 trabajos repasados por Tang y Abosedra (2016) encuentran evidencia a favor de la hipótesis bidireccional. Otros estudios que apuntan en el mismo sentido son Apergis y Payne (2012) para nueve

países del Caribe, Massidda y Mattana (2013) para Italia, Bilen et al. (2017) para doce países mediterráneos.

Finalmente, un grupo reducido de estudios no encuentran relación causal entre desarrollo turístico y crecimiento económico. En esta situación hablaríamos de la hipótesis de neutralidad cuando no podemos apoyar la hipótesis TLEG ni la hipótesis EDTG ni las dos a un tiempo. Entre los trabajos que no encuentran relación de causalidad entre las variables que nos interesan podemos mencionar a Katircioglu (2009b) para el caso de Turquía, Kasimati (2011) para Grecia y Ekanayake y Long (2012) para un conjunto amplio de países en desarrollo.

Son varias las aportaciones que nuestro trabajo realiza a la amplia literatura existente. En primer lugar, estudiamos relaciones de causalidad entre desarrollo turístico y crecimiento económico para un único país, España, pero atendiendo a la información subnacional generada por las distintas regiones que la componen. El caso español ha sido ampliamente analizado en los trabajos de Balaguer y Cantavella-Jordá (2002), Nowak et al. (2007), Cortés-Jiménez (2008) y Gómez-Calero et al. (2014), entre otros^{1,2}, y sólo en estos dos últimos casos se utilizan datos regionales aunque no se realiza un estudio de causalidad à la Granger. En segundo lugar, se estudia la posible relación causal entre desarrollo turístico y crecimiento económico empleando datos de turismo doméstico y de turismo internacional. Los trabajos de Cortés-Jiménez (2008) y Paci y Marrocu (2014) muestran la necesidad de considerar el efecto de ambos tipos de turismo en el crecimiento económico pero no estudian relaciones de causalidad. En tercer lugar, en lo que alcanzamos a conocer, este es el primer trabajo que realiza un análisis de causalidad Granger con datos regionales de alta frecuencia. Sólo en los últimos años empiezan a aparecer estudios que utilizan datos mensuales de índice de producción industrial como medida del output de una economía pero en ningún caso están referidos a un ámbito subnacional. En cuarto lugar, en este estudio se emplea por primera vez el análisis de causalidad de Granger en panel propuesto por Emirmahmutoglu y Kose (2011) sobre datos regionales.

¹ Capó et al. (2007a) y Capó et al. (2007b) utilizan datos regionales pero limitados a las Islas Canarias y a las Islas Baleares. En ningún caso se realiza un análisis de causalidad.

² El caso español también es considerado en diversos trabajos con datos de panel. Entre ellos podemos mencionar Lee y Chang (2008), Dritsakis (2012), Tugcu (2014), Antonakakis et al. (2015) y Bilen et al. (2017).

El resto de nuestro estudio se organiza de la siguiente forma. En la sección 2 se hace un breve repaso a la literatura que hace análisis de causalidad à la Granger con datos de panel, así como la que emplea datos regionales. En la sección 3 se comentan el origen de los datos y se describe la metodología econométrica utilizada. En la sección 4 se presentan los resultados más destacados y en la sección 5 se apuntan las conclusiones más relevantes y próximas líneas de investigación.

2. REPASO A LA LITERATURA

Como es bien sabido la literatura sobre la relación entre turismo y crecimiento económico se ha expandido exponencialmente en los últimos diez años. Basta con repasar los trabajos de Brida et al. (2016), Pablo-Romero y Molina (2013) y Castro-Nuño et al. (2013) para hacerse una idea de la extensión de la misma. Tratándose de un trabajo aplicado y por razones de espacio y proximidad metodológica con nuestro estudio, restringimos este repaso a dos grupos de estudios. En primer lugar, en el cuadro 1 revisamos brevemente los estudios multi-país que se centran en estudiar la existencia de relación causal à la Granger entre desarrollo turístico y crecimiento económico. En segundo lugar, y como complemento a lo anterior, repasamos en el cuadro 2 los trabajos aplicados que utilizan datos regionales en esa labor de contrastación de causalidad.

Dentro del primer grupo de estudios hemos de diferenciar aquellos que comparte como característica común emplear el análisis de cointegración de Pedroni (2004). Los pasos a seguir en la práctica empiezan por estudiar el orden de integración de las variables objeto de interés. En la mayoría de los casos se trata de un análisis con al menos tres variables en los que junto al PIB (en nivel o en términos per capita) y el tipo de cambio efectivo real, se incluye una medida del output turístico que suele ser la llegada de turistas internacionales o los ingresos por turismo³. El orden de integración se determina recurriendo a contrastes de raíces unitarias en panel de primera generación. Es habitual no poder rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria de forma que, tras establecer el orden de integración, se estudia la existencia de relaciones de cointegración y, salvo el caso de Çağlayan et al. (2012), en todos los demás se rechaza la hipótesis nula de no cointegración. A partir de aquí, la estimación de modelos VECM en panel permite hacer separadamente inferencia sobre la causalidad a corto y a largo plazo.

³ Como caso excepcional Chou (2013) emplea como medida del output turístico el gasto turístico doméstico.

Más recientemente la econometría empleada ha superado el planteamiento de Pedroni (2004) y se utilizan análisis de causalidad en panel como los de Kónya (2006) y Dumitrescu y Hurlin (2012). La metodología de Croux y Reusens (2013) es empleada de manera muy excepcional.

Cuadro 1. Turismo y crecimiento económico (I). Estudios multi-país

No.	Autores	Período	País	Método econométrico	Relación causal
1	Lee y Chang (2008)	1990-2002	OECD Non-OECD	Pedroni cointegración de panel- VECM	$T \rightarrow Y, OECD$ $T \leftrightarrow Y, nonOECD$
2	Narayan et al. (2010)	1988 2004	Cuatro Islas del Pacífico	Pedroni cointegración de panel- VECM	$T \leftrightarrow Y$
3	Apergis y Payne (2012)	1995 2007	Nueve países del Caribe	Pedroni cointegración de panel. VECM	$T \leftrightarrow Y$
4	Caglayan et al. (2012)	1995-2008	135 países	Pedroni cointegración de panel. panel VAR	Mixed results
5	Dritsakis (2012)	1980-2007	Siete países mediterráneos	Panel cointegration. Panel FMOLS	$T \rightarrow Y$
6	Ekanayake y Long (2012)	1995 2009	140 países en desarrollo	Pedroni cointegración de panel. VECM	$No T \rightarrow Y$
7	Otman et al. (2012)	N/A	18 países	ARDL-cointegración	Mixed results
8	Lee y Brahmasrene(2013)	1988 2009	Unión Europea	Maddala-Wu(1999) panel cointegration. panel VECM	$T \rightarrow Y$
9	Chou (2013)	1988-2011	10 países europeos en transición	Konya (2006) panel causality	$T \rightarrow Y (3países)$ $Y \rightarrow T (2países)$ $T \leftrightarrow Y (2países)$ $Y \rightarrow T (7países)$
10	Aslan (2014)	1995- 2010	12 países mediterráneos	Hurlin (2005) panel Granger causality	
11	Tugcu(2014)	1998-2011	21 países mediterráneos	Dumitrescu y Hurlin (2012) panel Granger causality	Mixed results
12	Antonakakis et al. (2015)	1995-2012	10 países europeos	Bivariate VAR	$T \rightarrow Y (2países)$ $Y \rightarrow T (3países)$ $T \leftrightarrow Y (3países)$ $Neutralidad (2países)$ $T \leftrightarrow Y$
13	Bilen et al. (2017)	1995-2012	12 países mediterráneos	Dumitrescu y Hurlin(2012) panel causality. Croux y Reusens (2013) panel causality.	

Nota: \rightarrow indica causalidad unidireccional mientras que \leftrightarrow indica causalidad bidireccional.

Fuente: Actualización a partir de Brida et al. (2016), Pablo-Romero y Molina (2013) y Tang y Abosedra (2016).

El resto de los trabajos recogidos en el cuadro 1 se separan de lo apuntado en los párrafos anteriores al emplear modelizaciones econométricas distintas o al ir su objetivo de estudio más allá de la causalidad de Granger. Así, en el caso del estudio de Othman et al. (2012) no se emplean técnicas de panel y el análisis de cointegración se realiza empleando la metodología ARDL de Pesaran et al. (2001). Tras obtener evidencia de cointegración, se procede a estimar el correspondiente VECM para establecer si existe o no causalidad a corto y largo plazo.

El estudio de Lee y Brahmasrene (2013) tiene un objetivo más amplio, puesto que persigue analizar la causalidad que pueda existir entre crecimiento económico, desarrollo turístico y emisiones de CO2. En este caso el análisis de cointegración se

realiza recurriendo a Johansen (1991). En este caso, la metodología permite contrastar la hipótesis TLEG, pero no la que opera en sentido opuesto, es decir, la hipótesis EDTG. Por último, el paper de Antonakakis et al. (2015) centra su atención en el estudio de relaciones de causalidad con una especial atención a la existencia de efectos desbordamiento y al hecho de que esas posibles relaciones de causalidad, de existir, no son estáticas sino que varían de manera importante en el tiempo.

El cuadro 2 recoge estudios que utilizan información subnacional (regional) en esa labor de contrastación. En ella se puede diferenciar con claridad dos formas diferentes de analizar la relación entre turismo y crecimiento económico. En un primer grupo de trabajos, que incluye los estudios de Cortés-Jiménez (2008), Soukiazis y Proença (2008), Paci y Marrocu (2013) y Gómez-Calero et al. (2014) y Deng et al. (2014), se emplea como referencia teórica ecuaciones de β -convergencia ampliadas con variables de control que según la literatura condicionan el crecimiento de las economías como son el capital físico y el capital humano, el crecimiento de la población, el peso del comercio en la economía y el desarrollo financiero del país⁴. Junto a esas variables se agrega una medida del output turístico que suele ser el número de llegadas de turistas, el número de pernoctaciones o el gasto turístico. No se trata por tanto de medir en términos econométricos la existencia de causalidad à la Granger sino de contrastar si el sector turístico constituye un factor determinante del crecimiento económico.

Cuadro 2. Turismo y crecimiento económico (II). Estudios con datos regionales

No.	Autores	Período	País	Método econométrico	Relación causal
1	Cortés-Jiménez (2008)	90-00	Regiones españolas e italianas	Ecuación de crecimiento ampliada	$T \rightarrow Y$
2	Soukiazis y Proença (2008)	93-01	Regiones portuguesas	Ecuación de crecimiento ampliada	$T \rightarrow Y$
3	Paci y Marrocu (2013)	99-09	179 regiones europeas	Ecuación de crecimiento ampliada	$T \rightarrow$
4	Gómez-Calero et al. (2014)	99-08	Regiones y provincias españolas	Función de producción ampliada	$T \rightarrow Y$
5	Deng et al. (2014)	87-10	30 provincias chinas	Ecuación de crecimiento ampliada	Mixed results
6	Brida et al. (2010)	80-06	Region italiana de Trentino-Alto Adige	Causalidad Granger. Toda-Yamamoto	$T \rightarrow Y$
7	Brida et al (2011)	90-06	Cinco regiones colombianas	Causalidad Granger. Johansen	$T \rightarrow Y$
8	Brida y Giuliani.	80-09	Tirol-Südtirol-Trentino	Causalidad Granger. Johansen	$T \rightarrow G$

⁴ El paper de Gómez-Calero et al. (2014) se desvía ligeramente de esta referencia teórica al plantear una función de producción Cobb-Douglas ampliada y utilizar como variable explicada el output por trabajador.

Notas: \rightarrow indica causalidad unidireccional mientras que \leftrightarrow indica causalidad bidireccional.

Fuente: Actualización a partir de Brida et al. (2016), Pablo-Romero y Molina (2013) y Tang y Abosedra (2016).

En general se observa que el turismo desempeña un papel relevante en el crecimiento económico regional, pero ese efecto positivo varía dependiendo del origen nacional o extranjero de los turistas y de la especialización productiva de la región. Así, Cortés-Jiménez (2008) observa que las regiones interiores se ven favorablemente influenciadas por el turismo doméstico, mientras que las regiones costeras reciben el influjo positivo tanto del turismo doméstico como del turismo internacional. Paci y Marrocu (2013) por su parte ponen de manifiesto que las regiones altamente especializadas en actividades turísticas son las que consiguen efectos positivos más intensos del turismo. También se perciben efectos desbordamiento positivos procedentes de otras regiones.

Gómez-Calero et al. (2014) destacan el efecto positivo de las actividades turísticas sobre la productividad de las provincias españolas mientras que Deng et al. (2014) constata que la industria del turismo ejerce efectos tanto positivos como negativos sobre la economía. Los primeros se concretan en el aumento en la dotación de capital físico de las regiones chinas mientras que los segundos están relacionados con un efecto expulsión que empobrece la dotación de capital humano de las provincias donde se desarrolla este sector.

El segundo grupo de trabajos sí que centra su atención en el análisis de relaciones de causalidad en el ámbito regional. En este caso, tras constatar que las variables empleadas en el estudio son no estacionarias, se procede a estimar la relación de equilibrio a largo plazo y el modelo VECM con el cual discernir si la causalidad es a corto y/o a largo plazo. El primer trabajo de Brida et al. (2010) analiza la región italiana de Trentino-Alto Adige y utilizando el enfoque de Toda y Yamamoto (1995) constata la existencia de causalidad desde turismo hacia crecimiento económico. El paper de 2013, Brida y Giuliani (2013), constituye básicamente una ampliación del anterior en el que se incrementa el número de regiones para incluir la región austríaca de Tirol y la italiana de Tirol Sur. Empleando la metodología de Johansen (1991) se apoya la hipótesis TLEG para las dos regiones italianas pero no para la región austríaca. Finalmente, Brida et al. (2011) estudian la relación de causalidad entre PIB, gasto turístico y tipo de

cambio real en cinco regiones colombianas. Las ecuaciones de largo plazo estimadas confirman esa relación de causalidad.

Por último, por proximidad metodológica incluimos en este conjunto de estudios el trabajo de Andraz et al. (2015). Tras observar que las variables son $I(1)$, estudian la relación de causalidad a través de un modelo VAR en primeras diferencias, al no poder rechazarse la nula de no-cointegración. En lo que interesa para nuestro estudio, estos autores constatan que el turismo efectivamente ejerce un efecto positivo sobre el producto de la economía, aunque esos efectos no son simétricos. Por un lado, ha contribuido a concentrar la actividad en la zona de Lisboa y, por otro lado, ha permitido reducir la distancia entre la región del Centro y las regiones más ricas de Lisboa y Norte.

3. DESCRIPCIÓN DE DATOS Y METODOLOGÍA ECONOMETRICA

3.1. Datos

En este trabajo empírico empleamos datos mensuales de las diecisiete regiones españolas para el período 2002:01-2016:08, facilitados por el INE (Instituto Nacional de Estadística). Como variable representativa de la actividad económica se utiliza el índice de producción industrial. Aunque no es la variables más frecuentemente empleada en la literatura, si existen otros estudios referidos al sector turístico que la utilizan como indicador del desempeño económico de los países (véanse Lean y Tang (2010; Tang y Tan (2013) y Antonakakis et al. (2015)). En cuanto a la variable representativa de la evolución del sector turístico hemos empleado el total de pernoctaciones de turistas en establecimientos hoteleros, diferenciando entre turismo doméstico y turismo internacional tal como hace Cortés-Jiménez (2008). Tang y Jang (2009) y Tang (2011) indican que lo poco concluyente de los resultados obtenidos en la literatura se pueden deber, entre otras razones, a un sesgo de agregación que resulta de considerar al sector turístico como la suma de subsectores homogéneos en su relación causa-efecto con el crecimiento económico; de ahí la necesidad de diferenciar distintos subsectores en esta industria. Las dos variables fueron corregidas de estacionalidad y efecto calendario utilizando el procedimiento TRAMO-SEAT y, adicionalmente, se utilizaron en forma logarítmica.

Las características de los datos que utilizamos condiciona de manera fundamental la metodología econométrica empleada en nuestro proceso de estimación. Tres aspectos se

han de analizar con detenimiento. En primer lugar es necesario establecer el orden de integración de las series que vamos a emplear. En segundo lugar, tratándose de datos regionales es preciso estudiar la existencia de dependencia transversal; estamos trabajando con economías altamente integradas en términos económicos, financieros, sociales e institucionales y esa posible correlación entre las unidades del panel podría conducir a errores de especificación y a una incorrecta inferencia en nuestro análisis de causalidad si no la tuviésemos en cuenta. En tercer lugar, hemos de decidir si los coeficientes estimados para cada panel han de ser homogéneos. Imponer la restricción de que las pendientes sean iguales para todas las unidades del panel es excesivamente restrictivo al tiempo que impide captar las singularidades que presenta cada región en su relación entre desarrollo turístico y crecimiento económico.

3.2. Orden de integración de las series

Hasta bien recientemente el orden de integración de las series de turismo y crecimiento económico se establecía recurriendo a contrastes univariantes de raíces unitarias. Como es bien sabido, este tipo de pruebas tienden en exceso a no rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria cuando los componentes deterministas no estaban correctamente especificados. Esto solía ocurrir cuando no se tomaba en consideración la posible existencia de cambio estructural. Por otro lado, tratándose de datos con estructura de panel parece inmediato utilizar contrastes que tengan en cuenta este hecho para incrementar la potencia del mismo. Es más, hemos de tener en cuenta la posible existencia de correlación transversal entre las unidades del panel dado el carácter regional de los mismos y el elevado nivel de integración económica y financiera de las unidades que lo componen⁵.

Recurrimos al contraste de raíces unitarias un panel con cambio estructural desarrollado por Carrión-i-Silvestre et al. (2005). Estos autores parten del modelo:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{ik} DU_{ikt} + \beta_i t + \sum_{k=1}^{m_i} \gamma_{ik} DT_{ikt}^* + \varepsilon_{it} \quad (1),$$

donde $i = 1 \dots N$ es el número de unidades transversales en el panel y $t = 1 \dots T$ el número de periodos de tiempo. La variable indicador para los cambios en el nivel de la serie $DU_{i,k,t}$ se define como $DU_{i,k,t} = 1$ para $t > T_{b,k}^i$ y 0 en los demás casos, siendo

⁵ El estudio de dependencia transversal se realiza en el siguiente subepígrafe.

$T_{b,k}^i$ el k -ésimo punto de ruptura de la i -ésima unidad del panel, y $k = 1, \dots, m_i$, $m_i \geq 1$. La variable dummy para los cambios de pendiente $DT_{i,k,t}^*$ se define como $DT_{i,k,t}^* = t - T_{b,k}^i$ para $t > T_{b,k}^i$ y 0 en todos los demás casos. Esta especificación es suficientemente flexible para acomodar constantes y tendencias lineales específicas de cada unida al tiempo que cambios en la media y en la pendiente idiosincráticos de cada unidad. Siguiendo a Hadri (2000), Carrión-i-Silvestre et al. (2005) obtienen el estadístico de contraste como la media de los test univariantes de estacionariedad de Kwiatkowski et al. (1992) con cambios multiples:

$$\eta(\hat{\lambda}) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\omega}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2 \right) \quad (2),$$

siendo $\hat{S}_{i,t} = \sum_{j=1}^t \hat{\varepsilon}_{i,j}$ el proceso de sumas parciales obtenido a partir de los residuos OLS que resultan de la estimación de la ecuación (1), y $\hat{\omega}_i^2$ una estimación consistente de la varianza de largo plazo de $\varepsilon_{i,t}$.

Para determinar endógenamente el número óptimo de cambios estructurales, Carrion-i-Silvestre et al. (2005) proponen utilizar el procedimiento de Bai and Perron (1998) que permite para cada unidad del panel diferentes números de rupturas situadas de manera heterogénea. Una vez establecida la fecha de todas las posibles rupturas, el número óptimo se selecciona utilizando un criterio de información, si el modelo bajo la hipótesis nula incluye una tendencia, o el procedimiento secuencial de Bai y Perron (1998) basado en pseudo estadísticos F, cuando las variables no presentan comportamiento tendencial.

El contraste estadístico normalizado se obtiene como:

$$Z(\hat{\lambda}) = \sqrt{N} (\eta(\hat{\lambda}) - \bar{\xi}) / \bar{\zeta} \quad (3),$$

siendo $\bar{\xi}$ y $\bar{\zeta}^2$ promedios de las medias y varianzas individuales $\eta_i(\lambda_i)$. La obtención del estadístico $Z(\hat{\lambda})$ requiere que las series individuales sean independientes transversalmente y normales asintóticamente. Puesto que estos supuestos no se suelen cumplir en la práctica, la distribución en muestras finitas de este estadístico se aproxima a través de su distribución empírica bootstrap. En la obtención de esa distribución bootstrap se sigue el procedimiento de Maddala y Wu (1999) que permite formas generales de dependencia transversal entre las unidades del panel.

El cuadro 3 recoge los resultados de aplicar el contraste estadístico de Carrión-i-Silvestre et al. (2005) a las variables pernoctaciones e índice de producción industrial. En relación con la primera, una rápida inspección ocular pone de manifiesto que hay dos grupos claramente definidos de regiones. En primer lugar existe un grupo reducido de 5 regiones (Islas Canarias, Cataluña, Madrid, Navarra y País Vasco) en las que las pernoctaciones muestran un evidente comportamiento tendencial. En el resto de regiones las pernoctaciones fluctúan en torno a una media que cambia en el tiempo de manera no monótona. Este distinto comportamiento ha de ser tenido en cuenta en el momento de especificar los componentes deterministas del contraste estadístico que vamos a emplear⁶. Si atendemos a los contrastes individuales KPSS con cambio estructural, la evidencia obtenida apoya de manera abrumadora la estacionariedad de las pernoctaciones. Tan sólo en tres regiones de las 17 consideradas es posible rechazar la hipótesis nula. Si nos atenemos al contraste de panel, el resultado será distinto dependiendo de que tengamos o no en cuenta la posible existencia de dependencia transversal. En el caso de las 12 regiones que no muestran comportamiento tendencial no podemos rechazar la nula de estacionariedad en ningún caso, independientemente de que tengamos o no en cuenta la dependencia transversal. En el caso de las regiones con comportamiento tendencial, la conclusión es justamente la opuesta. Exista o no dependencia transversal, en ambos casos rechazamos la estacionariedad de las series en torno a tendencias segmentadas.

Cuadro 3 Panel KPSS stationarity with multiple structural break

<i>Panel A: Region-specific test</i>										
<i>Country</i>	<i>KPSS</i>	<i>Pernoctaciones</i>				<i>KPSS</i>	<i>Industrial production</i>			
		<i>m</i>	<i>90</i>	<i>95</i>	<i>99</i>		<i>m</i>	<i>90</i>	<i>95</i>	<i>99</i>
Andalucía	0.055	3	0.085	0.099	0.133	0.087 ^b	3	0.075	0.085	0.107
Aragón	0.053	3	0.087	0.103	0.140	0.149 ^b	3	0.125	0.159	0.235
Asturias	0.128 ^b	3	0.089	0.108	0.148	0.086	2	0.115	0.373	0.188
Balearic Islands	0.042	3	0.085	0.101	0.135	0.128 ^b	2	0.116	0.138	0.189
Canary Islands*	0.014	3	0.031	0.033	0.039	0.054	2	0.111	0.134	0.186
Cantabria	0.062	3	0.086	0.101	0.135	0.046	3	0.074	0.084	0.107
Castilla-León	0.054	3	0.088	0.105	0.144	0.070	3	0.073	0.083	0.103
Castilla-La Mancha	0.073	3	0.100	0.124	0.176	0.049	3	0.077	0.088	0.111
Catalonia*	0.045	2	0.043	0.049	0.062	0.079	2	0.132	0.165	0.241
Valencia	0.076	2	0.109	0.130	0.175	0.065	3	0.102	0.124	0.173
Extremadura	0.104	1	0.205	0.260	0.395	0.111	2	0.116	0.139	0.193
Galicia	0.048	3	0.103	0.127	0.186	0.090 ^c	3	0.086	0.101	0.131
Madrid*	0.050 ^b	3	0.039	0.045	0.057	0.087	3	0.078	0.090	0.116
Murcia	0.046	3	0.090	0.106	0.140	0.064	3	0.079	0.092	0.118
Navarra*	0.039	1	0.057	0.064	0.081	0.048	2	0.128	0.159	0.224
Basque Country*	0.037 ^c	3	0.036	0.041	0.052	0.060	3	0.074	0.083	0.104

⁶ En la terminología de Carrión-i-Silvestre et al. (2005) se habla de Modelo 1, cuando consideramos sólo cambios en el nivel medio de la serie, mientras que se habla de Modelo 2, cuando cambia tanto la media como la pendiente de la tendencia.

La Rioja 0.060 3 0.086 0.101 0.135 0.153^b 2 0.117 0.139 0.192

Panel B: Panel KPSS stationarity test with structural breaks

B.1 Pernoxtaciones

	Modelo 1				Modelo 2			
Cross-independence								
$Z(\hat{\lambda})$ Homogeneous	0.934	0.175			3.049 ^a	0.001		
$Z(\hat{\lambda})$ Heterogeneous	1.014	0.155			3.026 ^a	0.001		
Cross-dependence (Bootstrap c. values)								
	90%	95%	97.5%	99%	90%	95%	97.5%	99%
$Z(\hat{\lambda})$ Homogeneous	1.160	1.678	2.195	2.870	1.826	2.194	2.523	2.913
$Z(\hat{\lambda})$ Heterogeneous	1.084	1.568	2.006	2.605	1.250	1.627	1.977	2.427

B.2. Índice de producción industrial

Cross-independence				
$Z(\hat{\lambda})$ Homogeneous		3.170	0.001	
$Z(\hat{\lambda})$ Heterogeneous		3.903	0.000	
Cross-dependence (Bootstrap c. values)				
	90%	95%	97.5%	99%
$Z(\hat{\lambda})$ Homogeneous	18.701	20.007	21.307	22.760
$Z(\hat{\lambda})$ Heterogeneous	15.820	16.797	17.630	18.726

Notas:

$Z(\hat{\lambda})$ denota el contraste tipo KPSS en panel con cambio estructural múltiple desarrollado por Carrión-i-Silvestre (2005) para los casos homocedásticos y heterocedásticos en la estimación de la varianza de largo plazo. Esta última se estima utilizando un kernel cuadrático espectral con ancho de banda fijado según el procedimiento de Andrews(1991). Los valores críticos para muestras finitas se generan con simulaciones de Monte Carlo con 20.000 réplicas. En el panel B se presentan los valores críticos resultantes de la distribución bootstrap del contraste conseguida con 20.000 réplicas siguiendo el método de Maddala y Wu (1999)

* denota regiones para las que se ha estimado el Modelo 2 de Carrión-i-Silvestre et al. (2005).

^{a,b,c} denota significación estadística a niveles del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

En cuanto al índice de producción industrial, si nos atenemos a los estadísticos KPSS univariantes con cambio estructural, la evidencia mayoritaria es a favor de la estacionariedad dado que sólo podemos rechazar la hipótesis nula para cinco regiones. En cuanto al estadístico de panel, el resultado está condicionado nuevamente por la consideración o no de la dependencia transversal. Cuando se asume que las unidades del panel son transversalmente independientes, rechazamos con rotundidad la hipótesis de estacionariedad. Cuando asumimos en cambio que existe dependencia transversal, la hipótesis nula nunca resulta rechazada.

Por tanto, a modo de resumen, podemos considerar que la producción industrial muestra un claro comportamiento estacionario mientras que el número de pernoxtaciones es para algunas regiones una variable I(0) mientras que para otras regiones su comportamiento está más próximo a la integración de orden uno. Dados estos resultados, consideramos necesario emplear una técnica de estimación que sea robusta al orden de integración de

las series y la posible cointegración de las mismas. Recurrimos por ello al análisis de causalidad planteado por Emirmahmutoglu y Kose (2001).

3.3. Contraste de dependencia transversal y homogeneidad

Para contrastar dependencia transversal es frecuente recurrir en primer lugar al contraste tipo multiplicador de Lagrange (LM) propuesto por Breusch y Pagan (1980). Para computarlo es preciso estimar el siguiente modelo empírico:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i' x_{it} + u_{it} \text{ para } i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (4),$$

siendo i la dimensión transversal, t la dimensión temporal, x_{it} un vector $k \times 1$ de variables explicativas y α_i y β_i son, respectivamente, las constantes y las pendientes que pueden variar entre países. En el test LM la hipótesis nula de no dependencia transversal es $H_0: Cov(u_{it}, u_{jt}) = 0$ para todo t e $i \neq j$, frente a la alternativa de dependencia transversal $H_1: Cov(u_{it}, u_{jt}) \neq 0$ para al menos un par de $i \neq j$. Para probar la hipótesis nula, Breusch y Pagan plantean el siguiente test LM:

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (5),$$

donde $\hat{\rho}_{ij}$ es la estimación muestral de la correlación por pares de los residuos que se obtienen de la estimación mínimo-cuadrática de la ecuación (4) para cada país. Bajo la hipótesis nula el estadístico LM se distribuye asintóticamente siguiendo una Chi-square con $N(N-1)/2$ grados de libertad. Este contraste es válido para un N relativamente pequeño y un T suficientemente grande, lo que lo hace especialmente conveniente dadas las características de nuestro panel de datos. Para comprobar la robustez de este resultado, empleamos adicionalmente el contraste CD de Pesaran (2004) y el contraste LM_{Adj} de Pesaran et al. (2008). El primero de ellos viene dado por la expresión $CD = (2T/N(N-1))^{1/2} (\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij})$ y se distribuye siguiendo una Normal, mientras que el segundo es una versión corregida del anterior que emplea la media y la varianza exacta del estadístico LM. Se distribuye asintóticamente siguiendo una Normal cuando $T \rightarrow \infty$ y $N \rightarrow \infty$.

Una segunda cuestión igualmente importante en el análisis de datos de panel es decidir si los coeficientes estimados para las variables han de ser homogéneos. Imponer la restricción de que las pendientes sean iguales para todas las unidades del panel es

excesivamente restrictivo al tiempo que la homogeneidad en los parámetros no permite capturar la heterogeneidad debida a características específicas de cada unidad del panel. La forma habitual de contrastar la hipótesis nula de homogeneidad de las pendientes $H_0: \beta_i = \beta$ para todo i , frente a la alternativa de heterogeneidad $H_1: \beta_i \neq \beta_j$ para una fracción positiva de pares de pendientes $i \neq j$, es aplicar un test F. Este contraste F sería válido para los casos en los que la dimensión transversal del panel (N) es relativamente pequeña, la dimensión temporal (T) es grande, las variables explicativas son estrictamente exógenas y la variancia del error homocedástica. Swamy (1970) relaja el supuesto de homocedasticidad creando un test de homogeneidad en las pendientes basado en la dispersión de las estimaciones de las pendientes específicas de cada unidad del panel respecto de la pendiente obtenida con un estimador mínimo-cuadrático aunado. En ambos casos, tanto para el contraste F como para el de Swamy (1970) se exige que en el panel de datos N sea pequeña en relación con T , tal como sucede en nuestro caso⁷.

El cuadro 4 recoge los resultados de aplicar los contrastes anteriores sobre nuestros datos. La hipótesis nula de independencia transversal es rechazada de manera clara, confirmando con ello la existencia de efectos espaciales entre las distintas regiones del país.

Cuadro 4. Contrastes de dependencia transversal y homogeneidad

	Contrastes de dependencia transversal				Contrastes de homogeneidad		
	Test	p-value	Test	p-value	Test	p-value	
LM ¹	2212	0.000	2191	0.000	F ⁴	13.295	0.000
CD ²	41.64	0.000	41.44	0.000	$\hat{\zeta}$ ⁵	1064.457	0.000
LMAdj ³	952.4	0.000	942.6	0.000			0.000

Notas:

¹Contraste LM de dependencia transversal de Breusch y Pagan (1980).

²Contraste CD de dependencia transversal de Pesaran (2004).

³Contraste LM_{Adj} de dependencia transversal propuesto por Pesaran et al. (2008).

Estos tres contrastes se realizan tras blanquear las series originales con una regresión ADF en la que el número de retardos se determina a partir de la minimización del criterio AIC, tomando como máxima longitud de retardos la dada por la expresión $p = 4(T/100)^{1/4}$.

⁴Contraste F de homogeneidad de las pendientes, computado siguiendo a Hsiao (2003).

⁵Contraste de homogeneidad en las pendientes, de Swamy (1970).

⁷ Pesaran y Yamagata (2008) desarrollan una versión normalizada del contraste de Swamy que es adecuada cuando $(N, T) \rightarrow \infty$. Justamente por esta razón optamos por no aplicarlo en nuestro trabajo.

Se rechaza asimismo la homogeneidad de las pendientes, lo que nos lleva a confirmar la evidencia de heterogeneidad y a emplear una metodología de paneles heterogéneos en nuestro análisis de causalidad. La clara dependencia transversal de las economías regionales no impide que conserven elementos de heterogeneidad idiosincrática que han de ser tenidos en cuenta en la modelización de las relaciones de causalidad.

4. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

Las características de los datos que utilizamos condiciona de manera fundamental la metodología econométrica empleada en nuestro proceso de estimación. De lo dicho en los apartados anteriores queda claro que el orden de integración de las series no está claramente definido aunque parece que en el período de tiempo estudiado el índice de producción industrial es una variable estacionaria mientras que el total de pernoctaciones presenta un orden de integración que varía entre regiones. Para cinco de ellas esta variable tiene un comportamiento próximo a la integración de orden uno mientras que para el resto la estacionariedad en torno a un nivel medio cambiante es más evidente. Por otro lado, existen signos claros de dependencia transversal al tiempo que las características idiosincráticas de las regiones obligan a abandonar métodos de estimación que impongan homogeneidad en los parámetros.

Tres propuestas metodológicas se pueden emplear para estudiar la existencia de relaciones de causalidad en paneles de estas características. La primera de ellas se debe a Konya (2006) quien propone un contraste de causalidad basado en el estimador SURE y en un contraste de Wald con valores críticos específicos para cada país generados con técnicas de bootstrap. En segundo lugar, hemos de mencionar el método de estimación planteado por Emirmahmutoglu y Kose (2011), que es la que empleamos en este trabajo y la que describimos a continuación con cierto detalle. Dos características destacan en esta propuesta. En primer lugar, se recurre al método de sobreparametrización de Toda y Yamamoto (1995) para garantizar la correcta especificación del modelo cuando el orden de integración de las series no está claramente establecido. En segundo lugar, para agregar los test individuales en un único test de panel, utiliza la técnica de meta-análisis propuesta por Fisher (1932). Dado que al trabajar con datos de panel la posible existencia de correlación transversal viola el supuesto de independencia de los test individuales, se hace necesario derivar la distribución empírica de este estadístico mediante técnicas de bootstrap para controlar por formas generales de dependencia

transversal. En tercer lugar hemos de mencionar el enfoque metodológico de Dumitrescu y Hurlin (2012) en el que las relaciones de causalidad se estiman independientemente para cada unidad del panel y la generación del test para el conjunto del panel se realiza a través de la media de los tests de causalidad individuales. El contraste ha de implementarse sobre variables estacionarias y no tienen en cuenta la existencia de correlación transversal.

Como se ha indicado más arriba, vamos a utilizar la técnica de paneles heterogéneos propuesta por Emirmahmutoglu y Kose (2011) y para ello se ha de estimar un modelo VAR en niveles con $k_i + dmax_i$ retardos en paneles heterogéneos mixtos:

$$x_{i,t} = \mu_i^x + \sum_{j=1}^{k_i+dmax_i} A_{11,ij} x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+dmax_i} A_{12,ij} y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}^x \quad (6)$$

$$y_{i,t} = \mu_i^y + \sum_{j=1}^{k_i+dmax_i} A_{21,ij} x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+dmax_i} A_{22,ij} y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}^y \quad (7)$$

donde $dmax_i$ es el máximo orden de integración que se sospecha pueda existir en el sistema para cada i y k_i es el número de retardos en el modelo VAR para la i -ésima región.

Si, por simplicidad, nos centramos en el análisis de causalidad de Granger desde x hasta y , la hipótesis nula a contrastar sería:

$$H_0: A_{21i1} = A_{21i2} = \dots = A_{21ik_i} = 0 \text{ para } i = 1, 2, \dots, N \quad (8),$$

es decir, x no causa en sentido de Granger a y para todo i .

Para derivar el estadístico de panel, se recurre a la agregación de esos test individuales mediante el test estadístico de Fisher (1932). Este autor combina los niveles de significación individuales (p-values) de test idénticos e independientes. Si los contrastes estadísticos son continuos, los p-values $p_i (i = 1, \dots, N)$ son variables independientes que siguen una distribución $U(0,1)$. En ese caso el estadístico (λ) de Fisher se puede escribir de la siguiente forma:

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \text{ para } i = 1, 2, \dots, N \quad (9),$$

donde p_i es el p-value correspondiente al test de Wald de la i -ésima región. Este estadístico sigue una distribución Chi-square con $2N$ grados de libertad y es válido para N fijo y $T \rightarrow \infty$. En el caso de que exista dependencia transversal entre las unidades del

panel, la distribución en el límite del estadístico de Fisher no es válida, de forma que se recurre a la distribución empírica del mismo obtenida mediante técnicas de bootstrap.

El cuadro 5 en sus tres paneles recoge los resultados de nuestro análisis de causalidad. El panel A muestra el resultado de contrastar la hipótesis TLEG, es decir, la relación causal desde desarrollo turístico hacia crecimiento económico. Tomando como medida del output turístico el total de pernoctaciones se observa que el estadístico de panel 50,538 supera el valor crítico bootstrapeado del 10 por ciento de significación estadística 47,344, es decir, para este nivel de significación marginal podemos rechazar la nula de no causalidad de Granger. Si reparamos en los estadísticos individuales vemos que ese no rechazo de la hipótesis TLEG se basa en los elevados valores del estadístico de Wald registrados en 6 de las 17 regiones analizadas, a saber, Andalucía, Canarias, Cantabria, Castilla y León, Extremadura y La Rioja. Si distinguimos entre pernoctaciones de residentes y no residentes, vemos que sólo para los primeros es posible seguir apoyando esa relación causal desde turismo hacia crecimiento económico, aunque a un nivel de significación del 10 por ciento. El turismo no residente parece no ejercer un efecto relevante sobre el crecimiento económico ya que tan sólo en dos regiones, Extremadura y La Rioja se constata la existencia de tal relación.

Cuadro 5.A: Contraste de causalidad de Granger en paneles heterogéneos. Hipótesis TLEG.

<i>Individual statistics</i>	<i>Total</i>		<i>Residentes</i>		<i>No Residentes</i>	
Región	W_i	p_i	W_i	p_i	W_i	p_i
Andalucía	7.228**	0.027	14.348***	0.002	1.481	0.477
Aragón	0.607	0.895	1.804	0.614	4.492	0.213
Asturias	0.484	0.785	0.243	0.886	1.850	0.396
Baleares	2.397	0.663	0.787	0.675	2.370	0.306
Canarias	16.278*	0.061	4.147	0.386	13.765	0.131
Cantabria	9.262**	0.026	3.516	0.172	0.041	0.980
Castilla y León	6.708**	0.035	6.118**	0.047	0.362	0.834
Castilla-La Mancha	0.698	0.874	2.079	0.556	6.158	0.104
Cataluña	4.578	0.802	5.043	0.283	3.320	0.345
Valencia	2.927	0.231	3.986	0.136	1.262	0.532
Extremadura	12.968**	0.024	14.602**	0.012	6.757*	0.080
Galicia	0.979	0.806	2.968	0.396	0.931	0.818
Madrid	5.541	0.476	0.514	0.916	2.068	0.558
Murcia	2.233	0.526	2.182	0.536	0.686	0.876
Navarra	3.492	0.322	2.006	0.571	6.672	0.154
País Vasco	0.924	0.820	0.616	0.735	3.068	0.216
La Rioja	11.494*	0.074	6.152	0.104	14.144**	0.028
<i>Panel test statistics</i>						
Fisher Test(λ)	50.538*(0.034)		51.576*(0.027)		42.012(0.163)	
Bootstrap critical values						
1%	59.775		59.985		60.591	
5%	51.448		51.770		51.907	
10%	47.344		47.536		47.781	

Nota: La distribución bootstrap del estadístico λ de Fisher se obtiene aplicando el algoritmo propuesto por Emirmahmutoglu y Kose (2011) con 20.000 réplicas. ***, ** y * implican rechazo de la hipótesis nula a niveles de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Si centramos la atención en la relación causal que va en sentido opuesto, es decir, en la hipótesis EDTG, el panel B del cuadro 5 muestra que en este caso, para niveles de significación marginal más exigentes del 5 por ciento, es posible rechazar la nula de no causalidad de Granger. Ese apoyo al efecto causal desde crecimiento económico hacia expansión turística tiene su base en el resultado positivo constatado para tan sólo 5 regiones, a saber, Aragón, Canarias, Cataluña, Galicia y Murcia. Nuevamente, cuando distinguimos entre pernoctaciones de residentes y no residentes vemos que es el turismo residente el que está detrás de ese no rechazo de la hipótesis EDTG, si bien en este caso sólo en 4 regiones es posible constatar esa relación de causalidad.

Cuadro 5.B: Contraste de causalidad de Granger en paneles heterogéneos. Hipótesis EDTG.

<i>Individual statistics</i>	<i>Total</i>		<i>Residentes</i>		<i>No Residentes</i>	
	W_i	p_i	W_i	p_i	W_i	p_i
Región						
Andalucía	0.927	0.629	1.112	0.774	1.897	0.387
Aragón	6.558*	0.087	5.892	0.117	2.893	0.408
Asturias	3.306	0.191	5.294*	0.071	1.246	0.536
Baleares	5.397	0.249	1.630	0.443	0.482	0.786
Canarias	17.932**	0.036	7.580	0.108	19.12**	0.024
Cantabria	0.537	0.910	0.336	0.845	7.012**	0.030
Castilla y León	0.398	0.819	0.011	0.994	3.591	0.166
Castilla-La Mancha	2.129	0.546	2.614	0.455	1.785	0.618
Cataluña	30.275***	0.000	10.451**	0.033	3.177	0.365
Valencia	1.466	0.480	2.514	0.284	3.755	0.153
Extremadura	7.625	0.178	7.689	0.174	0.494	0.920
Galicia	8.610**	0.035	9.683**	0.021	2.587	0.460
Madrid	4.904	0.556	1.744	0.627	1.535	0.674
Murcia	7.084*	0.069	6.856*	0.077	2.926	0.403
Navarra	3.505	0.320	2.902	0.407	2.499	0.645
País Vasco	0.699	0.873	2.064	0.356	1.235	0.539
La Rioja	2.628	0.854	2.301	0.512	1.804	0.937
<i>Panel test statistics</i>						
Fisher Test(λ)	58.482**(0.006)		49.855*(0.039)		36.764(0.342)	
Bootstrap critical values						
1%	62.035		60.298		60.335	
5%	52.778		51.420		51.570	
10%	48.116		47.199		47.395	

Nota: Véase nota del Cuadro 5.A

Por tanto, como primer resultado importante de nuestro trabajo podemos destacar la existencia de una relación causal bidireccional entre desarrollo turístico y crecimiento económico. No obstante, este resultado ha de ser matizado en tres sentidos. En primer lugar, mientras la EDTG es apoyada con niveles de significación del 5 por ciento, la TLEG lo es con una significación marginal del 10 por ciento. Dicho de otra forma, el respaldo a las dos teorías no se basa en un respaldo mayoritario en las distintas regiones; la TLEG sólo es refrendada en 6 regiones mientras que la EDTG lo es en sólo 5 regiones. Para una amplia mayoría de comunidades autónomas no es posible observar

relación de causalidad alguna. En segundo lugar, esa relación de causalidad bidireccional se produce como un resultado agregado o global de las distintas regiones del país. Por lo general, las regiones en las que la TLEG recibe apoyo son distintas de las regiones en las que es la ELTG la hipótesis validada. Tan solo en el caso de las Islas Canarias esa relación de causalidad es bidireccional mientras que para las demás regiones la causalidad es unidireccional. En tercer lugar, cuando en el output turístico diferenciamos entre turismo residente y turismo no residente, en contra de lo que se podría esperar, es el turismo residente el que tiene un papel protagonista en las relaciones de causalidad observadas. Este resultado contrasta con lo apuntado por Cortés-Jimenez (2008) quien obtiene que tanto el turismo doméstico como el internacional juegan un papel significativo en el crecimiento económico de las regiones⁸. Paci y Marrocu (2013) por su parte indican que el turismo doméstico es el componente más importante del turismo total y por tanto se puede esperar que ejerza un efecto considerable en el desempeño económico local. Es más, estos autores observan que las pernoctaciones turísticas domésticas generan un efecto más intenso en el crecimiento regional que las pernoctaciones internacionales.

Como paso adicional hemos agrupado las 17 regiones españolas en regiones costeras y regiones de interior. Tras aplicar nuestra metodología, los resultados obtenidos son los que aparecen en el panel C del cuadro 5.

Cuadro 5.C: Contraste de causalidad de Granger en paneles heterogéneos.

	<i>Regiones costeras</i>			<i>Regiones del interior</i>		
	<i>Total</i>	<i>Residentes</i>	<i>No Residentes</i>	<i>Total</i>	<i>Residentes</i>	<i>No Residentes</i>
<i>Hipótesis: TLEG</i>						
Fisher	26.901(0.138)	28.683(0.094)	16.933(0.657)	26.637**(0.050)	22.893*(0.062)	25.078*(0.034)
Bootstrap c.v.						
1%	39.960	41.164	41.032	31.013	31.290	31.333
5%	33.049	33.314	33.252	25.449	25.105	25.281
10%	29.789	30.034	29.677	22.225	22.191	22.271
<i>Hipótesis: EDTG</i>						
Fisher	44.782***(0.001)	36.413**(0.014)	28.458(0.099)	13.700(0.472)	13.442(0.492)	8.306(0.872)
Bootstrap c. v.						
1%	40.158	40.756	40.049	32.428	31.434	30.907
5%	33.216	33.467	33.347	25.623	25.246	24.973
10%	30.201	29.950	29.885	22.569	22.297	22.077

Notas: Véase nota del Cuadro 5.A

⁸ Conviene recordar que Cortés-Jiménez (2008) realiza su análisis en el contexto teórico de las ecuaciones ampliadas de crecimiento económico y lo hace para el periodo 1990-2004, mientras que nosotros realizamos un estudio de causalidad à la Granger para el periodo 2002-2016.

De forma inmediata dos son los resultados principales que se presentan en la misma. En primer lugar, la hipótesis TLEG recibe apoyo en las regiones del interior en las que atendiendo al estadístico de panel, se rechaza la hipótesis nula de no-causalidad a niveles de significación del 5 por ciento. Ese apoyo a la hipótesis TLEG se consigue tanto si empleamos como medida del output turístico el total de pernoctaciones como si desagregamos entre pernoctaciones de turistas domésticos y turistas internacionales. En segundo lugar, la hipótesis EDTG es respaldada en las regiones costeras y en este caso es el turismo doméstico el que desempeña un papel relevante en esa relación de causación. La imagen del sector turístico que se deriva de estos resultados contrasta vivamente con los resultados obtenidos anteriormente. En particular, Cortés-Jiménez (2008) observa que tanto el turismo doméstico como el turismo internacional desempeñan un papel nada desdeñable en el crecimiento económico de las regiones costeras mientras que en el caso de las regiones del interior es el turismo doméstico el que ejerce esa función de motor del desarrollo económico. En nuestro caso, el turismo causa en sentido de Granger al crecimiento en las regiones del interior mientras que en las regiones costeras es el crecimiento económico el que actúa como motor de la actividad turística. En cuanto al papel que desempeñan el turismo doméstico y el internacional, queda claro que el primero tiene una función relevante siendo causante en las regiones del interior y siendo causado en las regiones costeras. El turismo internacional, dada nuestra metodología econométrica y el periodo de tiempo que estamos estudiando, sólo actúa como motor de causación en las regiones del interior pero no en las costeras.

5. CONCLUSIONES

En este estudio se analiza la existencia de relaciones de causalidad en sentido de Granger entre desarrollo turístico y crecimiento económico en las 17 regiones españolas para el periodo 2002-2016. Se emplean el número de pernoctaciones y el índice de producción industrial como variables representativas del output del sector y del crecimiento económico, respectivamente. Dada las características de los datos utilizados, recurrimos a la propuesta de Emirmahmutoglu y Kose (2011) para contrastar ese tipo de relaciones.

Los resultados obtenidos ponen de manifiesto la existencia de una relación de causalidad bidireccional entre desarrollo turístico y crecimiento económico. Esta

bidireccionalidad es un resultado global o de panel ya que en general las regiones en las que se apoya la hipótesis TLEG son distintas de aquellas en las que la hipótesis EDTG recibe refrendo. En ambos casos, en número de regiones para las que se constata esa relación de causalidad es reducido. La distinción entre pernoctaciones de turismo doméstico y turismo internacional pone de manifiesto que es el primero el que desempeña un papel relevante en esas relaciones de causalidad. Por último, al agrupar las distintas regiones en costeras y de interior se observa que la hipótesis TLEG recibe su apoyo de las regiones del interior mientras que en las regiones costeras es la hipótesis EDTG la que encuentra respaldo.

En futuros trabajos de investigación se ha de probar la robustez de estos resultados. En concreto, intentaremos ver si otras medidas del output turístico como las llegadas de turistas modifican nuestras conclusiones. Por otro lado, de manera complementaria al planteamiento de Emirmahmutoglu y Kose (2011) debería realizarse el análisis de causalidad en paneles heterogéneos que Dumitrescu y Hurlin (2012). Por último, sería deseable realizar agrupaciones nuevas de las distintas regiones atendiendo a criterios de especialización productiva y nivel de desarrollo económico, y ver si los resultados de la agrupación regiones costera vs regiones de interior se mantienen.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andraz, J.M., Norte, N.M. & Gonçalves, H. (2015): “Effects of tourism on regional asymmetries: Empirical Evidence for Portugal”, *Tourism Management*, nº 50, p. 257-267.
- Antonakakis, N., Dragouni, M. & Filis, G. (2015): “How strong is the linkage between tourism and economic growth in Europe?”, *Economic Modelling*, nº44, p.142–155.
- Apergis, N. & Payne, J.E. (2012): “Research note: Tourism and growth in the Caribbean - Evidence from a panel error correction model”, *Tourism Economics*, nº18(2), p.449–456.
- Aslan, A. (2014): “Tourism development and economic growth in the Mediterranean countries: evidence from panel Granger causality tests”, *Current Issues in Tourism*, nº17(4), p. 363-372.
- Bai, J. & Perron, P. (1998): “Estimating and testing linear models with multiple structural changes”, *Econometrica*, nº 66, p. 47-78.
- Balaguer, J., & Cantavella-Jordá, M. (2002): “Tourism as a long-run economic growth factor: the Spanish case”, *Applied Economics*, nº 34(7), p.877–884.
- Bilen, M., Yilanci, V., & Eryüzlü, H. (2017): “Tourism development and economic growth: a panel Granger causality analysis in the frequency domain”, *Current Issues in Tourism*, nº 20(1), p.27-32.
- Breusch, T.S. & Pagan, A. (1980): “The Lagrange multiplier tests and its applications to model specification in econometrics”, *Review of Economic Studies*, nº 47(1), p. 239-253.
- Brida, J.G. & Giuliani, D. (2013): “Empirical assessment of the tourism-led growth hypothesis: the case of Tirol-Südtirol-Trentino Europaregion”, *Tourism Economics*, nº 19(4), p. 745-760.

- Brida, J.G., Barquet, A., & Risso, W. (2010): "Causality between economic growth and tourism expansion: empirical evidence from Trentino-Alto Adige", *Tourism: an international multidisciplinary journal of tourism*, nº 5(2), p. 87-98.
- Brida, J.G., Cortes-Jimenez, I., & Pulina, M. (2016): "Has the tourism-led growth hypothesis been validated? A literature review", *Current Issues in Tourism*, nº 19(5), p.394-430.
- Brida, J.G., Monterubbianesi, P.D., & Zapata-Aguirre, S. (2011): "Impactos del turismo sobre el crecimiento económico y el desarrollo. El caso de los principales destinos turísticos de Colombia", *Pasos. Revista de Turismo y Patrimonio Cultural*, nº 9(2), p. 291-303.
- Çağlayan, E., Şak, N. & Karymshakov, K. (2012): "Relationship between tourism and economic growth: A panel Granger causality approach", *Asian Economic and Financial Review*, nº 2(5), p.591-602.
- Capó, J., Riera Font, A., & Rosselló Nadal, J. (2007a): "Dutch Disease in Tourism economies: Evidence from the Balearics and the Canary Islands", *Journal of Sustainable Tourism*, nº15(6), p.615-627.
- Capó, J., Riera Font, A. & Rosselló Nadal, J. (2007b): "Tourism and long-term growth. A Spanish perspective", *Annals of Tourism Research*, nº 34(3), p. 709-726.
- Carrión-i-Silvestre, J.L., Del Barrio-Castro, T. & López-Bazo, E. (2005): "Breaking the panels: An application to the GDP per capita", *Econometrics Journal*, nº 8, p. 159-175.
- Castro-Nuño, M., Molina-Toucedo, J. & Pablo-Romero, M.P. (2013): "Tourism and GDP: A Meta-analysis of Panel Data Studies", *Journal of Travel Research*, nº 52(March), p.745-758.
- Chou, M.C. (2013): "Does tourism development promote economic growth in transition countries? A panel data analysis", *Economic Modelling*, nº 33(2013), p.226-232.
- Cortés-Jiménez, I. (2008): "Which type of tourism matters to the regional economic growth? The cases of Spain and Italy", *International Journal of Tourism Research*, nº 10(2), p.127-139.
- Cortés-Jiménez, I., Nowak, J.J., & Sahli, M. (2011): "Mass beach tourism and economic growth: Lessons from Tunisia", *Tourism Economics*, nº 17(3), p. 531-547.
- Deng, T., Ma, M. & Cao, J. (2014): "Tourism resource development and long-term economic growth: A resource curse hypothesis approach", *Tourism Economics*, nº 20(5), p. 923-938.
- Dritsakis, N. (2012): "Tourism development and economic growth in seven Mediterranean countries: A panel data approach", *Tourism Economics*, nº 18(4), p.801-816.
- Dumitrescu, E.I. & Hurlin, C. (2012): "Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels", *Economic Modelling*, nº 29(4), p.1450-1460.
- Ekanayake, E.M. & Long, A.E. (2012): "Tourism development and economic growth in developing countries", *The International Journal of Business and Finance Research*, nº 6(1), p. 51-63.
- Emirmahmutoglu, F. & Kose, N. (2011): "Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels", *Economic Modelling*, nº 28(3), p.870-876.
- Fisher, R.A. (1932): *Statistical Methods for Research Workers. (4ª edición). Edinburgh. Oliver and Boyd.*
- Gómez-Calero, M., Molina, J.A., & Pablo-Romero, M.P. (2014): "Exploring the effect of tourism on economic growth in the Spanish provinces and autonomous communities, 1999-2008", *Tourism Economics*, nº 20(5), p. 1117-1124.
- Hadri, K. (2000): "Testing for stationarity in heterogeneous panel data", *Econometrics Journal*, nº 3, p. 148-161.

- Hazari, B.R. & Sgro, P.M. (2004): "Tourism and Trade. En Tourism, Trade and National Welfare", *Contributions to Economic Analysis. Emerald Group Publishing Limited*, pp. 1–9.
- Hsiao, Ch. (2003): *Analysis of Panel Data.(Segunda Edición).Cambridge: Cambridge University Press.*
- Johansen, S. (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, nº 59(6), p.1551.
- Kasimati, E. (2011): "Economic impact of tourism on Greece's economy: Cointegration and causality analysis", *International Research Journal of Finance and Economics*, nº 79, p.79–85.
- Katircioglu, S. (2009a): "Tourism, trade and growth: the case of Cyprus", *Applied Economics*, nº 41(21), p.2741–2750.
- Katircioglu, S. (2009b): "Revising the tourism-led growth hypothesis for Turkey using the bounds test and Johansen approach for cointegration", *Tourism Management*, nº 30(1), p. 17-30.
- Katircioglu, S. (2009c): "Testing the tourism-led growth hypothesis: The case of Malta", *Acta Oeconomica*, nº 59(3), p. 331-343.
- Kónya, L. (2006): "Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach", *Economic Modelling*, nº 23(6), p.978–992.
- Lean, H.H. & Tang, C.F. (2010): "Is the tourism-led growth hypothesis stable for Malaysia? a note", *International Journal of Tourism Research*, nº 12(4), p.375–378.
- Lee, C.-C. & Chang, C.-P. (2008): "Tourism development and economic growth: A closer look at panels", *Tourism Management*, nº 29(1), p.180–192.
- Lee, J.W. & Brahmastre, T. (2013): "Investigating the influence of tourism on economic growth and carbon emissions: Evidence from panel analysis of the European Union", *Tourism Management*, nº 38, p. 69-76.
- Maddala, G.S. & Wu, S. (1999): "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics Special Issue*, nº 61, p. 631-652.
- Massidda, C. & Mattana, P. (2013): "A SVECM Analysis of the Relationship between International Tourism Arrivals, GDP and Trade in Italy", *Journal of Travel Research*, nº 52(1), p.93–105.
- Narayan, P.K., Narayan, S., Prasad, A., & Prasad, B.Ch. (2010): "Tourism and economic growth: a panel data analysis for Pacific Island countries", *Tourism Economics*, nº 16(1), p. 169-183.
- Nowak, J.J. & Sahli, M. (2007): "Coastal tourism and "Dutch disease" in a small island economy", *Tourism Economics*, nº 13(1), p.49–65.
- Nowak, J.J., Sahli, M. & Cortés-Jiménez, I., (2007): "Tourism, capital good imports and economic growth: Theory and evidence for Spain", *Tourism Economics*, nº 13(4), p.515–536.
- Oh, C.-O. (2005): "The contribution of tourism development to economic growth in the Korean economy", *Tourism Management*, nº 26(1), p.39–44.
- Othman, R., Salleh, N.H.M. & Sarmidi, T. (2012): "Analysis of causal relationship between tourism development, economic growth and foreign direct investment: An ARDL approach", *Journal of Applied Sciences*, nº 12(12), p.1245–1254.
- Pablo-Romero, M. & Molina, J.A., (2013): "Tourism and economic growth: A review of empirical literature", *Tourism Management Perspectives*, nº 8, p.28–41.
- Paci, R. & Marrocu, E. (2014): "Tourism and regional growth in Europe", *Papers in Regional Science*, nº 93(1), p. 25–50.

- Payne, J.E. & Mervar, A. (2010): “The tourism-growth nexus in Croatia”, *Tourism Economics*, n° 16(4), p.1089–1094.
- Pedroni, P. (2004): “Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis”, *Econometric Theory*, n° 20(3), p. 597-625.
- Pesaran, M.H. & Yamagata, T. (2008): “Testing slope homogeneity in large panels”, *Journal of Econometrics*, n° 142, p. 50-93.
- Pesaran, M.H. (2004): *General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge working papers in economics, 0435, University of Cambridge.*
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001): “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, n° 16(3), p. 289-326.
- Pesaran, M.H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008): “A bias-adjusted LM test of error cross-section independence”, *Econometrics Journal*, n° 11(1), p. 105-127.
- Soukiazis, E. & Proença, S. (2008): “Tourism as an alternative source of regional growth in Portugal: a panel data analysis at NUTS II and III levels”, *Portuguese Economic Journal*, n° 7(1), p.43–61.
- Swamy, P.A.V.B. (1970): “Efficient inference in a random coefficient regression model”, *Econometrica*, n° 38(2), p. 311-323.
- Tang, C.F. & Abosedra, S. (2016): “Tourism and growth in Lebanon: new evidence from bootstrap simulation and rolling causality approaches”, *Empirical Economics*, n° 50(2), p.679–696.
- Tang, C.F. & Tan, E.C. (2013): “How stable is the tourism-led growth hypothesis in Malaysia? Evidence from disaggregated tourism markets”, *Tourism Management*, n° 37, p.52–57.
- Tang, C.F. (2011): “Is the tourism-led growth hypothesis valid for Malaysia? A view from disaggregated tourism markets”, *International Journal of Tourism Research*, n° 13(1), p.97–101.
- Tang, C.H.H. & Jang, S.C.S. (2009): “The tourism-economy causality in the United States: A sub-industry level examination”, *Tourism Management*, n° 30(4), p.553–558.
- Toda, H.Y. & Yamamoto, T. (1995): “Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes”, *Journal of Econometrics*, n° 66(1–2), p.225–250.
- Tugcu, C.T. (2014): “Tourism and economic growth nexus revisited: A panel causality analysis for the case of the Mediterranean Region”, *Tourism Management*, n° 42, p.207–212.