

Infraestructuras y crecimiento económico. El caso andaluz

Infrastructures and Economic Growth. The Andalusian Case

Manuel Jaén García
Laura Piedra Muñoz
Universidad de Almería

Recibido, Marzo de 2007; Versión final aceptada, Marzo de 2009.

PALABRAS CLAVE: Infraestructuras públicas; Crecimiento económico; Política regional.

Keywords: Public infrastructures; Economic growth; Regional policy.

Clasificación JEL: H54; O47.

RESUMEN

En este trabajo se estudia la relación entre crecimiento económico y capital público. El objetivo principal es analizar si las dotaciones de capital público en España y Andalucía favorecen el crecimiento de la productividad del sector privado en el territorio nacional y andaluz y de qué forma es importante la composición del capital público de la región y la de las regiones adyacentes. Para ello, con datos agregados se contrasta un modelo de corrección de error para la economía española, mientras que con datos de panel regionales se analiza la existencia de raíces unitarias y cointegración mediante contrastes para este tipo de datos. Además, se estima la forma funcional Cobb-Douglas utilizando estimadores DOLS inter e intragrupos y se realiza la estimación OLS. .

ABSTRACT

In this paper we study the relationship between economic growth and public capital. The main aim is to analyze if the provision of public capital in Spain and Andalusia favor the growth of private sector's productivity in both areas and how the public capital's composition of the region and the adjacent regions is important. For this purpose, we estimate an error correction model with aggregate data for the Spanish economy. With regional panel data, we analyze the existence of unitary roots and cointegration using contrasts for this type of data. In addition, we estimate the Cobb-Douglas function using between and within DOLS estimators and we do the OLS estimation.

INTRODUCCIÓN

La influencia de la dotación de infraestructuras sobre el crecimiento de un país o región parece fuera de toda duda después de diversos trabajos realizados tanto para otros países como para España. Está en discusión, sin embargo, la magnitud de esa influencia y su persistencia en el tiempo.

Las infraestructuras están formadas por una combinación de bienes de capital, esencialmente de naturaleza pública, de muy difícil sustitución y cuyos efectos externos poseen una acusada dimensión espacial. La dotación de infraestructuras ejerce una influencia directa sobre las posibilidades de crecimiento a medio y largo plazo de una economía y sus déficits pueden convertirse en un factor de estrangulamiento. Sus economías externas se manifiestan en la vertiente de la oferta, reduciendo los costes de las demás actividades e induciendo, por tanto, nuevos flujos de inversión directamente productiva. Las infraestructuras se configuran como una condición necesaria para el desarrollo y, en un mundo cada vez más abierto al exterior, su contribución a la función de producción global resulta de gran importancia en la competitividad de la economía. Su alto grado de inmovilización exige un aprovechamiento de los servicios que proporcionan en el lugar o momento en que se proveen, por lo que su localización en el territorio puede ejercer funciones equilibradoras sobre el desarrollo regional, contribuyendo a movilizar el potencial de recursos de las diferentes áreas geográficas.

Las infraestructuras técnicas o económicas se orientan principalmente, pero no exclusivamente, a la actividad productiva y como tales condicionan la capacidad y funcionamiento del sistema económico: carreteras, ferrocarriles, puertos, aeropuertos, oleoductos, gasoductos, comunicaciones y obras hidráulicas.

El trabajo pionero de Aschauer (1989) para un conjunto de cuarenta y ocho estados en USA ponía de manifiesto que: 1º) El capital público ejercía un efecto positivo y significativo sobre la producción privada y la productividad de los factores, siendo la elasticidad estimada de 0,39; y 2º) la composición de dicho capital era relevante, al ser las denominadas infraestructuras productivas las que mostraban una relación más estrecha con la productividad, siendo menos relevante el capital público dedicado a sanidad, educación o a los servicios de carácter general.

Estos resultados fueron cuestionados por ser inusualmente elevados y derivarse de ecuaciones con dificultades metodológicas y econométricas (para una discusión véase Romp y Haan, 2005 y Díaz y Martínez, 2006).

En cuanto a la economía española, la evidencia muestra que el stock de infraestructuras públicas ha contribuido significativamente al crecimiento de la productividad. Los resultados de Mas y otros (1994), con datos de panel para las 17 comunidades autónomas, dan valores para la elasticidad output del capital público productivo que oscilan entre 0,182 y 0,315, mientras Argimón y otros (1994), con-

siderando el capital público de forma agregada para España, obtienen valores entre 0,11 (para el total de las administraciones públicas) y 0,71 (para el Estado).

En este trabajo se analiza la relación entre crecimiento económico y capital público, con especial referencia al caso andaluz, utilizando las formas funcionales desarrolladas por Aschauer (1989).

En el segundo apartado se realiza un breve repaso por la literatura sobre infraestructuras y crecimiento económico. En el tercero se describe el stock de capital público en España y Andalucía y su evolución, utilizando distintos indicadores que permiten realizar comparaciones inter e intrarregionales (en el caso andaluz) a lo largo del tiempo. En el apartado cuarto se formula el modelo y se realiza su contrastación empírica. Realizamos esta contrastación considerando la no estacionariedad de las series consideradas. De esta forma, con datos agregados se contrasta un modelo de corrección de error para la economía española, mientras que con datos de panel regionales se analiza la existencia de raíces unitarias y cointegración mediante contrastes para este tipo de datos. Por último, se estima la forma funcional Cobb-Douglas (CD) utilizando estimadores DOLS inter e intragrupos, asimismo realizamos la estimación OLS. En el apartado quinto se resume el trabajo, se esbozan algunas conclusiones y se delimitan las posibles líneas alternativas o de continuidad en la investigación.

2. INFRAESTRUCTURAS Y CRECIMIENTO ECONÓMICO. BREVE REFERENCIA A LA LITERATURA.

Las infraestructuras son todos aquellos bienes de capital que constituyen la base de la actividad socioeconómica, en la medida en que determinan o condicionan la potencialidad productiva de las distintas partes del territorio y la localización geográfica de los factores de producción móviles.

De esta definición se sigue que el desarrollo de una región y la desigualdad interregional de rentas se relacionan estrechamente con la dotación de infraestructuras (Argimón y González-Páramo, 1997).

Los bienes de capital que constituyen las infraestructuras suelen ser de naturaleza pública, de muy difícil sustitución y sus efectos externos poseen una acusada dimensión espacial. La dotación de infraestructuras ejerce una influencia directa sobre las posibilidades de crecimiento a medio y largo plazo de una economía, por lo que su déficit puede convertirse en un factor de estrangulamiento.

La inversión en infraestructuras se ha convertido, en los últimos decenios, en un aspecto fundamental de la política de gasto público. El crecimiento económico experimentado en España ha permitido financiar el esfuerzo inversor pero también ha puesto en evidencia la insuficiente cantidad y calidad de las infraestructuras y el desfase con los países de nuestro entorno.

Siguiendo a Hansen (1965), se suelen distinguir dos grandes categorías de infraestructuras: la económica, que apoya directamente a las actividades productivas, y la social, vinculada directamente al bienestar del consumidor e indirectamente a las actividades productivas.

La primera está compuesta por un conjunto de equipamientos denominados infraestructura básica y que comprenden la infraestructura de transporte, telecomunicaciones, servicios públicos locales de abastecimiento de agua, gas y electricidad, así como recogida de basuras y las infraestructuras hidráulicas.

En la infraestructura social se consideran esencialmente la infraestructura educativa y sanitaria, así como los centros asistenciales y culturales, la infraestructura de medio ambiente y una serie de instalaciones tales como comisarías de policía, estaciones de bomberos y ayuntamientos.

Esta distinción es relevante porque los efectos sobre la productividad y el crecimiento de una y otra categoría han resultado ser cuantitativamente muy distintos, teniendo un mayor peso la infraestructura económica (Draper y Herce, 1994).

Según Cutanda y Paricio (1992), las vías fundamentales por las que las infraestructuras afectan a las actividades productivas y al bienestar en las distintas comunidades son básicamente tres. La primera es la de sus efectos en la producción y el empleo de una región, que se derivan de su característica de bien público intermedio que interviene directamente en los procesos de producción. La segunda es consecuencia de los incentivos que afectan a los individuos y empresas cuando éstos consideran sus decisiones de localización en las distintas comunidades. Por último, ciertos servicios derivados del uso del capital público son utilizados directamente como bienes finales, mejorando el bienestar y la calidad de vida de aquéllos que los consumen. Por tanto, tal como sugiere el sentido común y los resultados económicos obtenidos, una política de inversión pública que incremente el stock de capital público a partir de la realización de los mejores proyectos de infraestructuras, además de no expulsar a la inversión privada, puede tener efectos muy favorables sobre la renta y el bienestar a largo plazo (Argimón y González-Páramo, 1997).

El trabajo pionero de Aschauer (1989) se plantea dos cuestiones de importancia. Por una parte, indicando el grado en el que, los gastos públicos son productivos, se está en mejor posición para juzgar la medida en la cual las políticas de gasto público inducen presiones excesivas de la demanda agregada, sube los tipos de interés y estimula la producción. En segundo lugar, se puede considerar el papel de los gastos del gobierno en los movimientos a largo plazo en la productividad.

Para ello plantea una función de producción en la que entra como una variable más el stock de capital público:

$Y = A * f(N, K, G)$, donde Y es una medida del output real agregado de bienes y servicios del sector privado, N el empleo agregado, K el stock agregado de capital

privado no residencial y A una medida de la productividad o cambio técnico neutral de Hicks. La variable G es el stock de capital público. Para realizar la contrastación empírica supone una función Cobb-Douglas con las variables en logaritmos y considera rendimientos constantes a escala. Con esta especificación obtiene un coeficiente de 0,39 para el capital público en la muestra completa y 0,56 en una submuestra. Considerando de forma separada el gasto en infraestructuras y equipamientos, obtiene que la influencia del gasto en equipamiento es muy pequeña y no significativa y que la suma de los coeficientes de ambas variables iguala el del coeficiente del capital público en su totalidad. Por último, considera lo que denomina infraestructuras “core” que consta de carreteras, aeropuertos, conducciones de agua y electricidad, ferrocarril, conducciones de agua y alcantarillado (obtiene un valor de 0,24 para esta elasticidad).

Los resultados obtenidos muestran que el stock de capital público es muy importante en la determinación de la productividad y que el capital de infraestructuras o core de carreteras, aeropuertos, trasportes masivos, sistemas de agua y alcantarillado, etc. tiene más poder explicatorio para la productividad.

Se han señalado importantes problemas en la metodología de Aschauer (1989):

1. Todas las variables incluidas en la función de producción muestran una conducta estocástica no estacionaria. La existencia de una raíz unitaria hace que los resultados de Aschauer, derivados usando datos de nivel, sean sospechosos debido a una posible correlación espuria. Como argumentan Granger y Newbold (1974), en muchos casos los aparentemente buenos resultados de regresiones en niveles entre variables no estacionarias no son fiables y sugieren realizar las regresiones en diferencias para obtener estimadores consistentes. Sin embargo, si las variables están cointegradas la relación entre series no estacionarias es consistente.
2. Se argumenta a menudo que la correlación positiva establecida puede evidenciar que la productividad multifactorial tiene un impacto positivo en el crecimiento de las infraestructuras públicas, con lo que existiría un problema de causalidad invertida. Es decir, el capital público sería un bien superior y la correlación observada entre éste y el aumento de la productividad reflejaría únicamente la tendencia de los gobiernos a invertir más en periodos de rápido crecimiento (Aschauer, 1989, Eisner, 1991, De la Fuente, 1996).
3. Hulten y Schwab (1993) argumentan que una función de producción es probable que sea parte de un sistema en que las variables input y output están endógenamente determinadas. Esto hace que los resultados de estimar una única función de producción potencialmente lleven a sesgo de simultaneidad.

4. Las estimaciones de la elasticidad output del capital público pueden estar sesgadas al estar omitiéndose en la estimación otras variables relevantes.

Este trabajo ha posibilitado una amplia literatura en la que se han realizado estimaciones de datos de forma agregada o considerando paneles de datos bien de países o bien de regiones dentro de un mismo país. Así, se ha obtenido un amplio rango de estimadores con un producto marginal del capital público muy por encima del del capital privado (Aschauer, 1989, Fernald, 1992 o Kocherlakota y Yi, 1996), aproximadamente igual al del capital privado (Munnell, 1990), por debajo del capital privado (Eberts, 1986 y Holtz-Eakin, 1994) y, en algunos casos incluso negativo (Evans y Karras, 1994 y Hulten y Schwab, 1991). Este amplio abanico de valores de los estimadores hace que se argumente que los resultados son irrelevantes desde la perspectiva política (Aaron, 1991).

Aunque los resultados difieren según la metodología empleada (de datos temporales agregados o sectoriales, de sección cruzada para países o para regiones y de panel para regiones) y las definiciones de las variables de capital público utilizadas, la evidencia en su conjunto apunta a una relación positiva entre capital público y productividad privada. En este sentido, Munnell (1992) afirma que aunque no exista un consenso sobre el valor de la elasticidad producto del capital público, una lectura ecuaníme de la evidencia –incluyendo el conjunto creciente de resultados de corte transversal– sugiere que las infraestructuras públicas son un input productivo que puede generar grandes beneficios.

Sin ánimo de ser exhaustivos, consideramos algunos trabajos interesantes realizados utilizando datos españoles¹. Argimón y otros (1994) analizan el efecto de la acumulación de capital público sobre la productividad del sector privado de la economía española prestando especial atención al papel de las infraestructuras públicas. Su conjetura de partida es que son éstas –especialmente las relacionadas con transporte y comunicaciones– las que pueden tener un mayor efecto sobre la productividad privada frente a otros inversores (p.ej. la construcción de edificios administrativos). Partiendo de una función de producción Cobb-Douglas con datos agregados para la economía española, obtienen un valor para el coeficiente del capital público que oscila entre 0,62 y 0,17 utilizando MCO, y 0,71 y 0,11 utilizando un modelo de corrección de error (MCE). Al incluir de forma separada infraestructuras y resto de capital público, obtienen que la elasticidad del producto con respecto a las primeras no sólo es superior que con respecto a las segundas sino que la

1 No hacemos referencia a los trabajos que utilizan funciones de coste o funciones de beneficios (para un análisis véanse, entre otros, Boscá y otros, 2004, Romp y Haan, 2005 o Díaz y Martínez, 2006).

segunda variable no parece afectar ni positiva ni negativamente a la productividad del sector privado.

Mas y otros (1994) argumentan que el nivel de desagregación geográfica adoptado en la estimación influye decisivamente en la magnitud de las elasticidades estimadas, reduciéndose progresivamente al ser menor el espacio de referencia. Esta reducción en las elasticidades estimadas al avanzar en el nivel de desagregación geográfica se justifica sobre la base de la presencia de los efectos de desbordamiento que genera la estructura tipo red de gran parte de las infraestructuras consideradas. Esta estructura además debe hacer esperar un impacto distinto de las infraestructuras según el nivel de desarrollo y el tamaño del capital público ya acumulado. En su trabajo consideran datos de panel y realizan la estimación de una función de producción Cobb-Douglas análoga a la de Aschauer (1989) con rendimientos constantes a escala y efectos fijos en las regiones, obteniendo un valor de la elasticidad del capital público productivo de 0,182 y del no productivo de 0,026 aunque éste último no es significativo. Considerando rendimientos constantes a escala en los inputs privados, obtienen coeficientes de 0,230 y 0,059. Utilizando únicamente el capital público productivo e imponiendo rendimientos a escala a la totalidad de los factores, obtienen unos coeficientes de 0,435 para el capital privado y 0,191 para el público, mientras que con rendimientos a escala sólo en los factores privados obtienen 0,633 y 0,243. Cuando se consideran efectos desbordamiento se obtienen unos valores de 0,401 y 0,214, y de 0,625 y 0,306, respectivamente, con lo que se acepta la hipótesis de efectos desbordamiento.

González-Paramo (1995) analiza los diferentes resultados obtenidos por los investigadores españoles para la elasticidad del capital público utilizando series agregadas para España: Bajo y Sosvilla (1993) de 0,19, Argimón y otros (1993) 0,59, Flores, Gracia y Pérez (1994) 0,21, García-Fontes y Serra (1994) 0,27, Mas y otros (1993) 0,29 y 0,35, y Flores (1994) 0,50. Pueden tener su origen en varias causas: definición y estimación de las series de capital público, período muestral y método de estimación econométrica. Estimando la elasticidad bajo la misma especificación elimina una fuente de variación. Para ello utiliza un modelo de corrección de error (MCE) que permite reflejar la dinámica a corto plazo y su dependencia de posibles relaciones de equilibrio a largo plazo (cointegración). Obtiene un valor de 0,21 para Bajo y Sosvilla, 0,59 para Argimón y otros, y 0,51 para Mas y otros considerando el total del capital público y 0,61 cuando se considera el capital productivo. A pesar de los resultados obtenidos, considera que estos coeficientes parecen demasiado elevados para ser creíbles. Concluye afirmando que una política de inversión pública que aumente el stock de capital público a partir de la realización de los mejores proyectos de infraestructuras, además de no expulsar a la inversión privada, puede tener efectos muy favorables sobre la renta y el bienestar a largo plazo (p. 166).

Argimón y González-Páramo (1997) argumentan que el carácter decreciente de las estimaciones de la elasticidad del capital público con la desagregación territorial ha sido explicado de diversas formas:

1. Efecto desbordamiento.
2. La significación de la variable de capital público a nivel desagregado tiende a reducirse cuando se incorporan variables de composición sectorial de la producción o variables ficticias regionales (la influencia del capital público es inseparable de la heterogeneidad tecnológica regional).
3. La heterogeneidad temporal con la que se manifiesta la influencia del capital público es otro de los rasgos estilizados de la relación infraestructuras-desarrollo en España. Esto sugiere: a) El capital público presenta rendimientos decrecientes; b) la homogeneización efectiva de dotaciones de capital público reduce el efecto marginal de las nuevas inversiones en infraestructuras; y c) el efecto de una infraestructura en una región es mayor cuanto mayor sea su dotación inicial y su grado de desarrollo.

Utilizan datos de renta, empleo, producción y capital para cada una de las comunidades autónomas en el período 1964-91. Estiman una ecuación Cobb-Douglas, con datos agregados obtienen un coeficiente de 0,37; con datos desagregados por comunidades autónomas sin panel obtienen un coeficiente de 0,02 y con efectos fijos un coeficiente de 0,19. Reestiman la ecuación incluyendo stock de capital público social, stock de capital público básico y superficie en la línea de De la Fuente y Vives (1995). Los resultados obtenidos oscilan entre 0,1 y 0,20 para la primera, y 0,07 y 0,14 para la segunda. El mayor coeficiente para la infraestructura básica puede venir determinado por la posibilidad de que el efecto del infraestructuras sociales sobre la productividad se manifiesta más a medio y largo plazo o bien por el hecho de que su impacto sobre la productividad es más indirecto al diluirse sus efectos entre toda la población y todo tipo de actividades. En el caso de las infraestructuras de transporte obtienen un valor entre 0,04 y 0,11 para el coeficiente de carreteras.

Álvarez y otros (2003) resumen los trabajos realizados en España. Además de los ya mencionados se pueden citar, utilizando funciones de producción, Mas y otros (1996), Dabán y Murgui (1997), Argimón y González-Páramo (1997), Moreno y otros (1997) Pedraja y otros (1999), Delgado y Álvarez (2000), Freire y Alonso (2002), Cantos y otros (2002). En todos estos trabajos los valores encontrados para la elasticidad del output con respecto al capital público varían entre 0,24 y 0,002. Esta gran diversidad de resultados ha generado un amplio debate acerca de cuál es el verdadero efecto del capital público sobre la producción. Dado que estos trabajos adoptan una misma metodología (enfoque primal, estimaciones en niveles, consideración de efectos individuales), la dispersión en los resultados se

puede deber a otros factores entre los que destacan la definición de capital público y la fuente de datos utilizada.

En cuanto a la definición de capital público empleada, esta variable no incluye los mismos conceptos en todos los trabajos revisados. En concreto, a veces se excluye el denominado capital público social, que comprendería la educación y la sanidad. El resto del capital, denominado capital público productivo (core infrastructure) recoge autopistas y carreteras, canalizaciones de agua, equipamientos de la red eléctrica, etc. La consideración del infraestructuras sociales conjunta o separadamente del capital productivo es determinante para el estudio de la productividad del capital público, puesto que los resultados obtenidos tanto en España como en otros países indican que el capital público en infraestructuras es más productivo que el capital público social.

Con respecto a las fuentes de datos, en España existen tres fuentes estadísticas para el capital público, desagregado por comunidades autónomas (CC.AA.): 1) La elaborada por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE); 2) la base BD. Mores elaborada por la Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, dependiente del Ministerio de Hacienda; y 3) un índice de infraestructuras elaborado por Delgado y Álvarez (2000). Las dos primeras fuentes proporcionan, utilizando el método del inventario permanente, una medida monetaria del stock de capital público. Por el contrario, el índice de Delgado y Álvarez mide en términos físicos la dotación de infraestructuras de las CC.AA. a partir del número de kilómetros de autopistas y carreteras, kilómetros de líneas eléctricas de alta y baja tensión, dimensión de puertos, aeropuertos y ferrocarriles, número de líneas telefónicas, etc. ponderando cada tipo de capital por la superficie o la población.

En su propia estimación con datos de IVIE encuentran un valor para la elasticidad de 0,21 sin cambio técnico y de 0,007 y 0,0001 con cambio técnico (en el primer caso con dummies temporales y en el segundo con una tendencia). Estos últimos resultados se deben a la elevada correlación entre las variables de capital y el cambio técnico. Eliminando el cambio técnico y añadiendo un índice de capital humano, un índice de especialización productiva y la tasa de utilización de la capacidad productiva, obtienen valores de la elasticidad que van desde 0,221 con efecto desbordamiento a 0,087 sin efecto desbordamiento.

Como señalan Boscá y otros (2004) existe un patrón de comportamiento en los resultados. El valor más elevado de las elasticidades del capital público se obtiene cuando se estima la función de producción en niveles y con datos de serie temporal. Los coeficientes son, en general, más bajos cuando se utilizan datos de panel para muestras regionales o especificaciones de la función de producción en primeras diferencias. La conclusión más razonable es que lo más verosímil es que el capital público es un input productivo con efectos positivos en la productividad privada de los países y/o regiones. No obstante, la magnitud de su incidencia en la

economía, es decir el valor concreto de la elasticidad output es seguramente muy inferior a lo que estimó inicialmente Aschauer.

Los valores más pequeños estimados para el parámetro de la elasticidad output del capital público se dan cuando se utiliza el capital total (que incluye el productivo y el social) como medida del capital público. Si sólo se incluyen las infraestructuras productivas los valores obtenidos aumentan y, finalmente, la inclusión del capital público productivo de las regiones colindantes suele incrementar todavía más la elasticidad output del capital público estimada. En la medición del empleo, si se utiliza sólo el trabajo asalariado, los valores estimados de las elasticidades output del capital público y privado suelen ser mayores.

En cuanto a la forma funcional, habitualmente se utilizan funciones CD. No obstante cuando se imponen rendimientos constantes a escala se obtienen valores más elevados de la elasticidad output, mientras que cuando se realizan correcciones del capital privado para controlar los efectos del ciclo económico o cuando se incluye una tendencia temporal en la especificación econométrica suelen ser más bajos.

En el caso español, las elasticidades estimadas para el capital público son siempre y sin excepción positivas. Sin embargo, los valores concretos estimados muestran una gran varianza, lo que hace difícil cuantificar la magnitud concreta del impacto macroeconómico de una política pública de dotación de infraestructuras en España.

Según De la Fuente (1996), los resultados de las estimaciones deben ser sensatos para todos los parámetros del modelo y no sólo para el capital público. Bajo los supuestos de competencia perfecta y rendimientos constantes a escala, los coeficientes del capital privado y el trabajo en la función de producción deberían ser iguales a las participaciones de estos factores en el producto nacional. Por tanto, el coeficiente del capital privado (o la suma de los coeficientes del capital privado y el público, dado que el segundo factor no se remunera y el primero recibe el excedente de explotación) habría de oscilar entre 0,3 y 0,4, mientras que el trabajo (o la suma de los coeficientes del trabajo y del capital humano, puesto que la remuneración del segundo factor se considera parte de las rentas del trabajo) debería estar entre 0,6 y 0,7.

CUADRO 1
TRABAJOS SOBRE LA PRODUCTIVIDAD DEL CAPITAL PÚBLICO EN ESPAÑA

Trabajo	Años	Sector (a)	Variables independientes (b)	Cambio técnico (c)	Forma funcional (d)	RCE	Módulo empírico (e)	Método estimación (f)	K	L	G	H
Mas y otros (1993)	1980-89	I	K, L, GP	N(t)	CD	-	EA	MCG	0,43	0,35	0,06	-
Mas y otros (1994)	1980-89	A	K, L, GP	N(t)	CD	S	EF	MCO	0,43	0,37	0,19	-
García-Fontes y Serra (1994)	1980-89	A	K, L, GP	N(et)	CD	-	EF (R)	MCO	0,49	0,46	0,06	-
Agimón y otros (1994)	1964-89	A	K, L, GP		CD	S		MCO	0,45- 0,38- 0,17	0,21	0,62	-
Idem	1964-89	A	K, L, GP		CD	S		MCE	0,48- 0,41- 0,11- 0,09	0,20	0,71	-
González-Páramo (1995)(g)	1964-89	A	K, L, GP		CD	S		MCE	0,42	0,36	0,21 (0,19)	-
Agimón y otros	1964-89	A	K, L, GP		CD	S		MCE	0,1	0,31	0,59 (0,59)	-
Mas y otros	1964-89	A	K, L, G		CD	S		MCE	0,33	0,16	0,51 (0,29)	-
Mas y otros	1964-89	A	K, L, GP		CD	S		MCE	0,18	0,11	0,61 (0,35)	-
Flores de Fuitos y Otros (1998)	1964-1992	A	K, L, GP		CD			VARIMA	0,03	0,31	0,69	-
Mas y otros (1996)	1964-91	A (E-C)	K, L, GP	N(t)	CD	-	EF	MCO	0,42	0,56	0,07	-
Agimón y González-Páramo (1997)	1964-91	A	K, L, G	-	CD	S	EF	MCO	0,69	0,12	0,19	-
Dabán y Murgí (1997)	1980-91	A	L, K'CU, GP/S, H	N(t)	CD	-	EF	MCO	0,06	0,43	0,05	0,1

continúa...

CUADRO 1
**TRABAJOS SOBRE LA PRODUCTIVIDAD DEL CAPITAL PÚBLICO EN ESPAÑA
 (CONCLUSIÓN)**

Trabajo	Años	Sector (a)	Variables independientes (b)	Cambio técnico (c)	Forma funcional (d)	RCE	Módulo empírico (e)	Método estimación (f)	K	L	G	H
Moreno y otros (1987)	1984-91	A	K, L, GP, GS	-	CO	S	EF	MCO	0,51	0,45	0,05	-
Pedraja y otros (1999)	1980-92	I	K, L, GP	-	CO	S	EF	MCO	0,16	0,64	0,24	-
Delgado y Alvarez (2000)	1985-95	A	K, L, I	-	CO	-	EF	MCO	0,29	0,4	0,2	-
Friete y Alonso (2002)	1984-93	A	K, L, G, H, S	N(ef)	CO	S	EF (R)	MCO	0,3	0,61	0,12	0,17
Cantos y Otros (2002)	1985-95	A	K, L, IT	N(ef)	CO	-	EF	VI	0,34	0,32	0,04	
Alvarez y otros (2003) (l)	1980-95	A	K, L, GP		CO			MCO panel	0,12	0,51	0,14	0,25
Idem	1980-95	A	K, L, GP		CO			MCO panel	0,18	0,48	0,087	0,23

Notas :

A, agregado, I, industrial, E, energía, C, construcción.

L, trabajo, K, capital privado, G, capital público, GP, capital público productivo, GS, infraestructuras sociales, CU, tasa de utilización de la capacidad, I, ind. de infraestructuras, H, capital humano, S, superficie, IT, infraestructuras de transporte.

N, neutral, t, tendencia, et, efectos temporales.

CD (Cobb-Douglas).

EA, efectos aleatorios, EF, efectos fijos, R dummies para algunas regiones sólo.

MCG, mínimos cuadrados generalizados, MCO, mínimos cuadrados ordinarios, VI, variables instrumentales.

Reestima los trabajos mencionados a continuación utilizando MCE.

Entre paréntesis los resultados originales.

Capital público de Delgado y Alvarez y capital público de IVE.

Fuente: Alvarez y otros (2003) y elaboración propia.

3. LA COMPOSICIÓN DEL STOCK DE CAPITAL PÚBLICO EN ESPAÑA. UNA COMPARACIÓN REGIONAL²

Las infraestructuras son, a la vez, soporte y factor del desarrollo, ya que ordenan el espacio físico y permiten orientar e intensificar los flujos económicos. Por ello, favorecen la estructura productiva y contribuyen al crecimiento económico regional, beneficiando directamente al sector de la construcción. La construcción de nuevas infraestructuras es un elemento motor de otras ramas de actividad que se benefician de la mejora de la accesibilidad resultante, como son, entre otras, el sector del transporte y las industrias vinculadas a la fabricación de componentes y material de transporte.

En este apartado analizamos y comparamos la evolución de los principales componentes del capital público productivo nacional y andaluz. En primer lugar, estudiamos la evolución general del capital público productivo, y, en segundo lugar, algunas ratios que relacionan el capital público productivo nacional y andaluz con otras variables.

3.1. Evolución general del capital público productivo.

En el Cuadro 2 se contempla la evolución del capital productivo andaluz y la media de las CC.AA., para el período 1980-2000 y en euros de 1986. Se observa un valor superior y un crecimiento mayor en el caso andaluz que para la media.

CUADRO 2
EVOLUCIÓN DEL CAPITAL PÚBLICO PRODUCTIVO

	1980	1985	1990	1995	2000
Capital púb. prod. Andalucía	6.204.184	7.276.156	10.785.324	14.478.266	16.645.117
Capital púb. Proa. media CC.AA.	2.742.055	3.063.490	3.888.561	5.035.504	5.935.894

Fuente: Elaboración propia.

En el Cuadro 3 se tienen las tasas de crecimiento promedio del PIB y del capital público productivo andaluz y español (todas en %).

2 Las series de capital proceden de la publicación de la Fundación BBVA e IVE: "El stock de capital público en España y su distribución territorial". Las series de empleo proceden de la publicación de la Fundación Bancaja e IVE: "Capital humano, series históricas 1964-2004". El resto de los datos proceden de las bases del Instituto Nacional de Estadística. Dada la disparidad de las fuentes informativas nos hemos limitado al período 1980-2000.

CUADRO 3
TASAS DE CRECIMIENTO DEL PIB Y CAPITAL PÚBLICO PRODUCTIVO

Tasas de crecimiento	1980/84	1985/89	1990/94	1995/2000
PIB	1,54	4,50	2,23	3,89
Cap. prod. Andalucía	3,24	8,26	6,10	2,83
Cap. prod. España	2,25	4,90	5,31	3,35

Fuente: Elaboración propia.

Se observa que el capital productivo nacional ha crecido por encima del PIB, excepto en el último período. Asimismo ocurre con el andaluz. La diferencia fundamental se observa a mediados de la década de los ochenta en que la tasa de crecimiento en Andalucía fue muy superior a la nacional debido, fundamentalmente, a las inversiones públicas correspondientes a la exposición universal de 1992 y a la puesta en funcionamiento del AVE y ello a pesar de la fuerte crisis que se vivió en esos años con valores negativos para la tasa de crecimiento del PIB. Sin embargo, resulta preocupante el escaso crecimiento en los últimos años de la década con tasas para Andalucía inferiores a las nacionales y ambas inferiores a la tasa de crecimiento del PIB.

En el Cuadro 4 se especifica la distribución porcentual a lo largo del tiempo de los componentes del capital público productivo andaluz y en el cuadro 4 los valores nacionales correspondientes.

CUADRO 4
DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE LAS INFRAESTRUCTURAS PRODUCTIVAS EN ANDALUCÍA

	1980	1985	1990	1995	2000
Carreteras	29,58	29,16	33,17	38,89	38,64
Autopistas	3,54	2,53	1,37	0,77	1,81
Infr. Hidráulicas	33,04	35,10	29,34	26,23	25,87
Estr.Urbanas	8,20	9,94	13,51	13,89	16,33
Puertos	10,29	9,86	7,84	7	6,88
Ferrocarril	13,86	12,43	13,32	11,96	9,37
Aeropuertos	1,49	0,98	1,47	1,26	1,10

Fuente: Elaboración propia con datos BBVA-IVIE.

Se observa una disminución porcentual del stock de capital público dedicado al ferrocarril. Cabe destacar también el fuerte crecimiento de la participación del stock dedicado a estructuras urbanas, consecuencia de la rápida urbanización de

Andalucía, que ha pasado de ser eminentemente agraria, con pequeños núcleos poblacionales, a una estructura mucho más urbana con mayor participación de la industria y los servicios, aunque todavía por debajo de la media nacional. Es importante señalar, asimismo, la disminución del porcentaje dedicado a autopistas de peaje, dado que la política del gobierno andaluz ha sido la de construir autovías de titularidad pública y de libre circulación, lo que se ha traducido en el aumento de la inversión y, por consiguiente, del stock de capital público dedicado a carreteras. Asimismo, se observa una disminución o estancamiento en puertos y aeropuertos, lo que resulta llamativo dada la importancia de los puertos andaluces en el tráfico con el Norte de África y en la entrada al Mediterráneo y de los aeropuertos como receptores de turismo de los países del Norte de Europa fundamentalmente.

CUADRO 5
**DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE LAS INFRAESTRUCTURAS
PRODUCTIVAS EN ESPAÑA**

	1980	1985	1990	1995	2000
Carreteras	27,48	27,8	31,61	36,45	37,01
Autopistas	12,55	11,07	7,95	5,68	4,5
Infr. Hidráulicas	26,07	25,8	23,40	20,96	19,64
Estr.Urbanas	7,15	9,3	13,38	15,4	17,27
Puertos	6,49	6,44	5,96	5,62	5,4
Ferrocarril	18,16	17,36	15,73	13,92	13,81
Aeropuertos	2,10	2,13	1,97	1,94	2,3

Fuente: Elaboración propia con datos BBVA- IVIE.

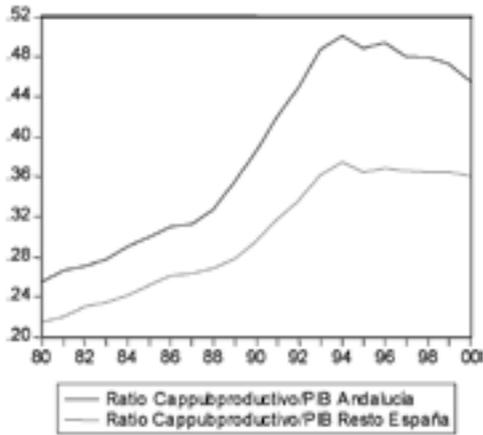
El Cuadro 5 nos indica la cada vez mayor importancia del transporte por carretera, pues el stock dedicado a ese rubro suma un porcentaje creciente que llega al 37,01% en 2000, en detrimento del ferrocarril que cada vez tiene menos importancia, bajando en 2000 hasta el 13,81%, a pesar de la construcción de ferrocarriles de alta velocidad desde Madrid a Sevilla y Lérida. El stock de capital correspondiente a aeropuertos experimenta un ligero repunte en 2000, pero no ocurre lo mismo con el correspondiente a puertos, que ha disminuido.

La comparación entre Andalucía y España nos muestra una menor participación de las infraestructuras de ferrocarril y aeroportuarias en la comunidad autónoma andaluza en relación con la media nacional. Este déficit debe ser paliado en el futuro por medio de un aumento en la dotación ferroviaria, pues éste es el medio de transporte por excelencia en las distancias medias.

3.2. *Indicadores de capital público y situación regional.*

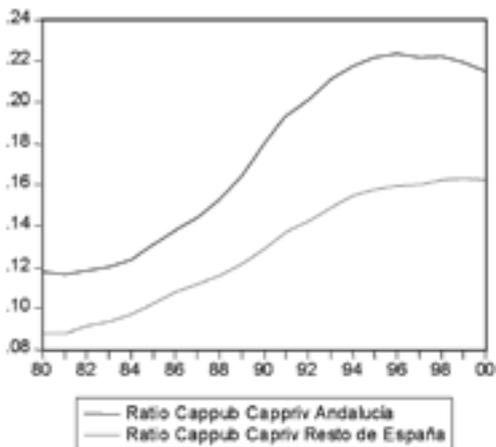
Para poder mejorar la comparación entre el capital público productivo nacional y el andaluz utilizamos, en primer lugar, dos indicadores: La ratio con respecto al PIB (Figura 1) y la ratio con respecto al capital privado (Figura 2).

FIGURA 1



Fuente: IVE y Elaboración propia.

FIGURA 2



Fuente: IVE y Elaboración propia.

Ambos gráficos muestran una mayor dotación de capital público en Andalucía tanto con respecto al PIB como con respecto al capital privado. Obviamente, dadas las magnitudes que estamos comparando podemos deducir de ello o bien una mejor dotación de capital público en Andalucía que en el resto del país, o bien una infradotación de capital privado o un PIB por debajo del nacional, todo en términos relativos.

Dada la ambigüedad de las ratios anteriores y para poder realizar una comparación de forma adecuada, consideramos, en segundo lugar, los indicadores para el capital público con relación a la población ocupada y la superficie.

CUADRO 6
CAPITAL PÚBLICO POR OCUPADO (EUROS DE 1986)

	1980	1985	1990	1995	2000
Andalucía	5.739,89	7.588,62	9.291,5	12.887,68	11.411,5
Aragón	8.772,65	10.446,8	10.519,7	12.887,63	14.011,3
Asturias	5.208,44	7.374,2	9.168,3	13.509,4	15.240,6
Baleares	3.991,65	4.958,5	6.271,98	7.634,55	7.238
Canarias	5.928,32	7.589	9.033	10.986,26	10.028,24
Cantabria	4.912,34	6.882,1	9.730,6	12.998	13.650,13
Castilla-León	7.033,89	9.047,5	10.039,43	13.271,73	13.937,81
Castilla-La Mancha	6.986,3	8.354,55	10.521,12	14.732,08	13.522,25
Cataluña	4.527,13	5.874	6.078,3	8.350,98	7.776,26
Valencia	5.946,36	8.079,9	10.112,5	15.864,23	14.992,3
Extremadura	3.439,6	4.500	6.284,2	9.563,71	10.956,62
Galicia	4.807,6	5.766,2	5.996,25	7.612,6	7.739,15
Madrid	4.266,51	5.873,3	7.086,16	9.656	8.963,1
Murcia	8.584,92	9.464,15	10.947,55	13.843,95	13.014,4
Navarra	5.906	8.292,3	9.624,11	13.022	12.097
País Vasco	11.167,07	13.630,64	13.380,5	14.792,24	12.854,73
La Rioja	4.554,347	6.159,2	6.812,3	9.350,64	9.014,32
España	5.700,2	7.371,1	8.464,2	11.376,5	10.901,3

Fuente: IIE-BBVA y elaboración propia.

La primera reflexión que nos sugiere el Cuadro 6 es el fuerte crecimiento que se ha producido en el capital público, en términos relativos, durante el período considerado pues, mientras el número de ocupados ha crecido en un 129,2%, el capital público relativo lo ha hecho en un 191,24%, con un porcentaje aún más elevado, 198,8%, en la comunidad autónoma andaluza. Este crecimiento, sin embargo, es

bastante desigual, de manera que la situación de las diferentes comunidades con respecto a la media y entre ellas varía a lo largo del tiempo. En 1980 estaban por debajo de la media Asturias, Baleares, Cantabria, Cataluña, Extremadura, Galicia, Madrid y la Rioja, situándose Andalucía muy cercana a ella. La región con mejor dotación, en términos relativos, era el País Vasco y la peor Extremadura. En ese ranking Andalucía estaba situada en octavo lugar. En 2000 están situadas por debajo de la media Baleares, Canarias, Cataluña, Galicia, Madrid y la Rioja, con Extremadura y Andalucía en valores muy cercanos. La mejor dotación corresponde, ahora, a Asturias y la peor a Baleares. Andalucía se coloca en décimo lugar en el ranking autonómico. Llama poderosamente la atención la baja dotación relativa de las dos regiones más industrializadas del país cual son Madrid y Cataluña.

CUADRO 7
**CAPITAL PÚBLICO POR UNIDAD DE SUPERFICIE (MILES DE EUROS DE
1986 POR KM²)**

	1980	1985	1990	1995	2000
Andalucía	107,52	131,6	200,4	264,45	386,15
Aragón	73,83	80,28	96,12	111,71	137,92
Asturias	192,84	242,26	312,14	416,65	505,1
Baleares	180,17	217,6	318,81	414,15	508,86
Canarias	327,76	391,9	553,56	718,67	897
Cantabria	165,19	212,14	314,49	399,55	496,74
Castilla-León	64,15	74,3	91,81	111,47	133,72
Castilla-La Mancha	42,9	50,39	71,78	93,35	104,71
Cataluña	280,96	327,32	422,35	568,73	657,36
Valencia	42,25	52,86	75,55	108,41	124,98
Extremadura	129,7	162,83	222,85	309,73	385,6
Galicia	870,9	1.000,96	1.286,37	1.615,78	2.067,71
Madrid	106,41	141,1	210,88	281,82	338,83
Murcia	146,45	154,1	203,97	268,48	311,74
Navarra	582,45	735,73	969,32	1.293,5	1.437,1
País Vasco	203,27	211,99	239,17	256,9	271,13
La Rioja	235,12	289,99	387,48	517,7	637,32
España	134,36	160,73	217,29	282,1	332

Fuente: MIE, BBVA e INE. Elaboración propia.

La situación es bastante distinta si consideramos la dotación de capital público por unidad de superficie. Al ser la superficie constante, el crecimiento a lo largo del

tiempo es muy superior al caso anterior y también es muy diferente la situación de las regiones en el ranking. En 1980 están por debajo de la media Andalucía, Aragón, Castilla-León, Castilla-La Mancha, Valencia, Extremadura y Madrid. La región con mejor dotación relativa es Galicia y la peor dotada es la Comunidad Valenciana. Andalucía se sitúa en duodécimo lugar en el ranking de mejor dotadas. En 2000 están por debajo de la media Aragón, Castilla-León, Castilla-La Mancha, Valencia, Murcia y País Vasco. La región con mejor dotación relativa sigue siendo Galicia y la peor dotada es Castilla-La Mancha. Andalucía se sitúa en noveno lugar en el ranking de las mejor dotadas.

El mismo análisis para las provincias andaluzas nos da los siguientes resultados:

CUADRO 8
CAPITAL PÚBLICO POR POBLACIÓN OCUPADA PARA ANDALUCÍA
(EUROS POR PERSONA OCUPADA)

	1980	1985	1990	1995	2000
Almería	4.625,5	7.607,05	8.209,8	13.688,15	11.619,95
Cádiz	6.692,72	8.344,44	9.531,75	11.855,36	10.539,18
Córdoba	5.668,9	7.863	10.307,3	14.264,41	12.430,7
Granada	5.729,8	8.636,87	10.622,5	14.975,32	13.954,9
Huelva	6.568,73	9.131,8	9.728,8	13.469,34	13.431,5
Jaén	4.470,04	5.734,9	7.573,65	12.155,3	11.550,1
Málaga	6.274,8	7.167,8	8.822,85	12.963,4	10.838,9
Sevilla	5.237,92	6.798,04	9.340,41	11.737,14	10.162,55
Andalucía	5.739,8	7.588,62	9.291,53	12.887,7	11.411,47

Fuente: BBVA, IVIE, INE y elaboración propia.

En 1980 están por debajo de la media andaluza Almería, Córdoba, Granada, Jaén y Sevilla, mientras en 2000 lo están Cádiz, Málaga y Sevilla y muy cerca de esa media Almería. En 1980 la provincia con mejor dotación era Cádiz, mientras en 2000 lo es Granada.

Utilizando el segundo criterio obtenemos el siguiente resultado:

CUADRO 9
CAPITAL PÚBLICO POR SUPERFICIE PARA ANDALUCÍA (MILES DE
EUROS DE 1986 POR KM²)

	1980	1985	1990	1995	2000
Almería	63,92	93,7	134,88	216,87	241,37
Cádiz	207,59	247,35	337,47	406	471,1
Córdoba	81,21	95,64	150,74	198,6	207,75
Granada	85,72	117,46	174,34	233,86	264,7
Huelva	76,44	87,5	112,2	155,6	192,1
Jaén	52,5	66,1	100,15	142,31	167,32
Málaga	230,6	275,32	407,54	540,54	634,32
Sevilla	138,5	161,9	285,95	363,5	387,03
Andalucía	107,52	131,6	200,42	264,45	298

Fuente: BBVA, IME, INE y elaboración propia.

Como era de esperar, los valores son crecientes en todas las provincias aunque su situación en la clasificación establecida varía debido al diferente ritmo de dotación de infraestructuras. En 1980 están por debajo de la media Almería, Córdoba, Granada, Huelva y Jaén, siendo la mejor dotada Málaga. En 2000 Almería sigue por debajo de la media y también lo están Córdoba, Granada, Huelva y Jaén, volviendo a ser Málaga la mejor dotada.

Al igual que para el caso nacional nos encontramos con diferente situación según el tipo de indicador que utilicemos con lo que, en el apartado cuarto, utilizaremos un indicador conjunto que nos permitirá una mejor visión.

4. ANÁLISIS EMPÍRICO

El punto central en este trabajo es analizar si las dotaciones de capital público en España favorecen el crecimiento de la productividad del sector privado en el territorio nacional y de qué forma es importante la composición del capital público de la región y la de las regiones adyacentes.

Para realizar dicho análisis se ha considerado el modelo teórico desarrollado por Aschauer (1989) y utilizado profusamente en la literatura empírica.

El modelo tiene como punto de partida una función de producción del tipo Cobb-Douglas:

$$Y = A \cdot L^{\alpha} \cdot K^{\beta} \quad (1)$$

a la que Aschauer (1989) añadió, como factor de producción, el capital público, de forma que tenemos:

$$Y_t = A_t \cdot L_t^\alpha \cdot KPRIV_t^\beta \cdot KPUB_t^\mu \quad (2)$$

donde $A = A_0 \cdot e^{gt}$, siendo Y la producción agregada (PIB a precios de mercado) a precios constantes, L el empleo agregado, $KPRIV$ el stock de capital productivo privado, $KPUB$ el stock de capital público todos ellos considerados a precios constantes. Finalmente g es la tasa de crecimiento del progreso tecnológico exógeno. Esta función es homotética y fuertemente separable.

Expresando (2) en términos logarítmicos y llamando $a = \ln A_0$, tenemos:

$$\ln Y_t = a + g_t + \alpha \cdot \ln L_t + \beta \cdot \ln KPRIV_t + \mu \cdot \ln KPUB_t \quad (3)$$

A partir de la estimación de esta ecuación queremos conocer los efectos del capital público y privado sobre el crecimiento económico a escala regional, sin imponer restricciones sobre el tipo de rendimientos en la función de producción y analizar la importancia de la composición del infraestructuras sociales.

La contrastación empírica la realizamos de diferentes formas:

- a) Considerando las series temporales correspondientes a España como un todo y analizando el modelo empírico correspondiente. En este caso, dado la mayor longitud de las series consideramos el período 1971-2002.
- b) Considerando un panel de datos de las diecisiete comunidades autónomas para el período 1980-2002³.
- c) Se considera un panel de datos de las ocho provincias andaluzas para el mismo período de tiempo⁴.

En primer lugar se ha realizado la estimación utilizando datos agregados. Dada la existencia de raíces unitarias en las series, se ha considerado la posibilidad de realizar la estimación utilizando un Modelo de Corrección de Error o, alternativamente, Mínimos Cuadrados no Lineales (Procedimiento de Johansen). Previamente es necesario contrastar el orden de integración de las diversas series consideradas.

- 3 Las series de capital proceden de la publicación de la Fundación BBVA y el IVE: "El stock de capital en España y su distribución territorial". Las series de empleo proceden de la publicación de la Fundación Bancaja y el IVE: "Capital humano, series históricas 1964-2004". El resto de los datos proceden de las bases del Instituto Nacional de Estadística (INE).
- 4 Los datos utilizados tienen la misma procedencia que en el caso anterior.

Los resultados obtenidos nos indican que todas las series son $I(1)$, excepto la serie LnKprod , si consideramos los contrastes ADF y PP. Si tenemos en cuenta también el resultado del contraste KPSS la serie es $I(1)$ pues aceptamos la hipótesis nula de estacionariedad de la serie en diferencias⁵.

Para analizar la posible cointegración, realizamos el contraste de cointegración de Johansen. Consideramos tanto el estadístico de la traza como el de los valores propios máximos. Tomando como variables LnPib , LnKpub , LnKpriv y LnL obtenemos una única ecuación de cointegración⁶.

Tanto el contraste del valor propio máximo como el contraste de la traza nos indican que existe un único vector de cointegración a un nivel de significación del 5%, el cual nos da la siguiente ecuación de cointegración:

$$\text{LnPib}-\text{LnKpriv}= 0,4168(\text{LnKpub}-\text{LnKpriv})+0,488(\text{LnL}-\text{LnKpriv})+5,005+\text{ECM}$$

Si consideramos el capital productivo en lugar de la totalidad del capital público, obtenemos asimismo un único vector de cointegración⁷ que nos da la siguiente ecuación de cointegración:

$$\text{LnPib}-\text{LnKpriv}= 0,2686(\text{LnKprod}-\text{LnKpriv})+0,4356(\text{LnL}-\text{LnKpriv})+4,49+\text{ECM}$$

González-Páramo (1995), utilizando datos del IVIE para el capital público total y productivo para el período 1966-1989, realiza el mismo análisis utilizando una metodología de corrección de error. Obtiene unos coeficientes de 0,51 y 0,16 para capital público y empleo en la primera ecuación, y de 0,11 y 0,61 para la segunda. En nuestro caso y para el período 1971-2002, el coeficiente correspondiente al capital público es inferior en ambas ecuaciones, mientras el correspondiente al empleo es superior. Aunque los coeficientes de capital público siguen siendo anormalmente elevados, estos resultados nos dan pie para pensar en rendimientos decrecientes del capital público y una mayor influencia del empleo en el crecimiento económico.

En segundo lugar, se realiza el análisis considerando datos de panel. Dada la naturaleza de las series, se han realizado los correspondientes contrastes de raíces unitarias en datos de panel y la estimación de los coeficientes de la forma funcional utilizando el método DOLS.

Los contrastes para raíces unitarias en datos de panel en lugar de en series temporales individuales tienen la ventaja de aumentar el poder del contraste pues

5 Ver cuadros 1 y 2 en el anexo.

6 Ver cuadro 3 en el anexo.

7 Cuadro 4 del anexo.

explotan simultáneamente la información de sección cruzada y de series temporales. En este trabajo utilizamos los contrastes de Levin, Li y Chu (LLC), Breitung, Im, Pesaran y Chin (IPS), y los contrastes tipo Fisher de Maddala y Wu que tienen como hipótesis nula la existencia de una raíz unitaria. Los dos primeros suponen procesos de raíces unitarias comunes, mientras que los tres últimos suponen procesos de raíz unitaria individuales. Por su parte, el contraste de Hadri tiene como hipótesis nula que la serie temporal para cada unidad de sección cruzada es estacionaria contra la alternativa de una raíz unitaria común.

Inicialmente realizamos el análisis con datos nacionales y posteriormente con datos de la Comunidad Andaluza.

En el caso nacional obtenemos los siguientes resultados. Para *LnPIB* la evidencia es clara cuando consideramos únicamente efectos individuales, pues los cuatro primeros contrastes aceptan la hipótesis nula y por tanto tendríamos evidencia de existencia de una raíz unitaria. Asimismo ocurre con el contraste de Hadri, en el que claramente se rechaza la hipótesis nula. Sin embargo, si consideramos tendencias lineales, la evidencia es mixta, pues el contraste LLC y el M-W PP aceptan la nula, mientras IPS y M-W ADF la rechazan. El contraste de Hadri claramente rechaza la hipótesis nula.

Para *LnKpub* tenemos evidencia de existencia de raíz unitaria excepto para el caso de tendencias lineales.

Para *LnKpriv* tenemos evidencia de $I(1)$ en todos los contrastes. Igual ocurre con *LnKprod* y *LnKsoc*, excepto para el caso de existencia de tendencias lineales en que en algunos casos no se acepta la hipótesis nula. Esto puede venir determinado por la dificultad de distinguir entre tendencias lineales y estocásticas lo que puede llevar a rechazar la hipótesis nula con más frecuencia de la debida⁸.

Para las primeras diferencias de las variables podemos aceptar que no existe raíz unitaria en todos los casos excepto para *LnKpub* en que existe cierta ambigüedad para el caso de tendencia⁹.

De esta forma, podemos considerar que todas las variables presentan una raíz unitaria, con lo que analizamos si existen relaciones de cointegración entre ellas. Para ello, utilizamos diferentes contrastes de cointegración.

La evidencia de cointegración es mixta, pues en caso de considerar constantes individuales se acepta la nula en los estadísticos de panel excepto en el ADF y en el PP ponderado, mientras se rechaza en los estadísticos de grupo. Si consideramos constante y tendencia, se rechaza la nula en la mayor parte de los casos. Por tanto, con las debidas reservas, podemos afirmar que las series están cointegradas¹⁰.

8 Ver cuadro 5 del anexo.

9 Cuadro 6 del anexo.

10 Cuadro 7 del anexo.

CUADRO 10
FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN DEL SECTOR PRIVADO POR REGIONES.
PERÍODO 1980-2002.VARIABLE DEPENDIENTE PIB A PRECIOS DE
MERCADO. ESTIMACIONES DOLS EN EL ÁMBITO NACIONAL (I).

	LnKpriv	LnKpub	LnL	R ²
Estimación ¹ within con ponderaciones				
Sin efectos	0,7495 (78,78)	0,1356 (13,4845)	0,119542 (10,5216)	0,9951
Efectos fijos de período	0,7913 (34,6819)	0,09658 (7,9252)	0,1769 (6,0430)	0,9933
Efectos fijos de sección cruzada	0,6662 (22,731)	0,2097 (13,2694)	0,0648 (1,6620)	0,9985
Estimaciones within sin ponderaciones				
Sin efectos	0,7806 (56,6900)	0,1214 (11,7337)	0,0950 (4,9610)	0,9913
Efectos fijos de sección cruzada	0,7569 (17,4342)	0,1735 89,8073)	0,01234 (0,2417)	0,9983
Efectos fijos de período	0,7279 (19,1897)	0,00953 (3,2378)	0,1722 (3,2842)	0,9924
Efectos fijos de período y sección cruzada	0,368331 (9,0833)	0,1289 (3,7311)	0,1590 (3,4312)	0,9989
Estimación between sin ponderaciones				
	0,6771 (5,2881)	0,1264 (4,4235)	0,4186 (7,9682)	
Estimación OLS				
Sin efectos	0,7979 (27,4678)	0,1489 (9,0638)	0,049855 (1,6911)	0,9877
Efectos fijos de sección cruzada	0,687861 (14,3195)	0,18539 (8,4562)	0,1462 (3,365)	
Efectos fijos de período	0,7933 (22,9413)	0,1331 (5,2744)	0,0669 (1,4713)	
Efectos fijos de período y sección cruzada	0,3514 (7,3448)	0,1401 (3,2405)	0,1131 (4,1485)	0,9985

Fuente: Elaboración propia.

En la estimación de la ecuación de cointegración utilizamos la metodología DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) siguiendo a Kao y Chiang (1998), quienes en su investigación de las propiedades en muestras finitas de las estimaciones realizadas mediante Mínimos Cuadrados ordinarios (OLS), Mínimos Cuadrados Totalmente Modificados (FMOLS) y Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS), encuentran que: 1) Los estimadores OLS tienen un sesgo no despreciable en muestras finitas; 2) el estimador FM no mejora, generalmente, sobre el estimador OLS; y 3) el estimador DOLS mejora a los estimadores OLS o FM al estimar regresiones de panel cointegradas. En cuanto a la estimación OLS, aunque los coeficientes

estimados tengan los signos esperados y los valores de todos los estadísticos t sean significativamente grandes, estos estimadores OLS son generalmente sesgados debido a la endogeneidad en las variables. De aquí que los correspondientes estadísticos t no tengan las distribuciones t usuales con lo que no se puede tener mucha confianza en los resultados de la estimación.

CUADRO 10 BIS
FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN DEL SECTOR PRIVADO POR REGIONES.
PERÍODO 1980-2002.VARIABLE DEPENDIENTE PIB A PRECIOS DE
MERCADO. ESTIMACIONES DOLS EN EL ÁMBITO NACIONAL (II).

	LnKpriv	LnKprod	LnL	R ²
Estimación within con ponderaciones				
Sin efectos	0,7588 (29,9986)	0,1343 (9,9077)	0,1111 (4,4871)	0,9945
Efectos fijos de período	0,7115 (20,9904)	0,0631 (3,00)	0,2188 (5,1897)	0,9938
Efectos fijos de sección cruzada	0,7452 (12,8883)	0,1557 (5,9793)	0,0720 (5,9793)	0,9985
Estimaciones within sin ponderaciones				
Sin efectos	0,7165 (23,8863)	0,1196 (6,3408)	0,0648 (1,6916)	0,9912
Efectos fijos de sección cruzada	0,7300 (14,2870)	0,1231 (4,6200)	0,0085 (0,12)	0,9981
Efectos fijos de período	0,72 07 (20,33)	0,0622 (2,7821)	0,2108 (4,7963)	0,9928
Efectos fijos de período y sección cruzada	0,3909 (5,8280)	-0,1009 (-3,3338)	0,1416 (2,3681)	0,9988
Estimación between sin ponderaciones	0,7487 (22,7355)	0,0900 (5,2097)	0,2746 (11,1430)	
Estimación OLS				
Sin efectos	0,8119 (28,20)	0,1347 (8,2664)	0,0441 (1,4581)	0,9873
Efectos fijos de sección cruzada	0,8198 (18,6505)	0,1368 (6,0759)	0,1133 (2,5181)	0,9966
Efectos fijos de período	0,7815 (22,7997)	0,1035 (5,0022)	0,1064 (2,5547)	0,9988
Efectos fijos de período y sección cruzada	0,3569 (7,4277)	-0,08044 (-3,6034)	0,1292 (2,9885)	0,9984

Fuente: Elaboración propia.

Los valores de la elasticidad del capital público se mantienen entre 0,0965, cuando se consideran efectos fijos de período, y 0,2097, cuando se consideran de

sección cruzada. Estos valores son bastante más bajos que los estimados en el modelo agregado y se mantienen en el límite inferior de los estimados para España. Están en la misma línea que los obtenidos por Álvarez y otros (2003).

De forma análoga, se ha realizado el análisis considerando la variable *LnKProd*¹¹.

Al considerar el capital productivo, encontramos valores de la elasticidad inferiores a los anteriores e incluso negativos cuando consideramos conjuntamente efectos fijos y de sección cruzada. Si consideramos únicamente valores positivos, los resultados obtenidos oscilan entre 0,0631 y 0,1557. El resultado puede estar algo sesgado pues se ha considerado únicamente el capital público productivo y no el correspondiente a las infraestructuras sociales.

En resumen, considerando la totalidad del capital público obtenemos valores de las elasticidades del capital público acordes con los planteamientos teóricos, pero no ocurre lo mismo con la estimación de la elasticidad del capital privado cuyo valor es muy elevado (Cuadros 10 y 10 bis).

Realizamos a continuación el mismo análisis para las provincias andaluzas:

En primer lugar hemos analizado la existencia de raíces unitarias obteniéndose que todas las series son $I(1)$, planteándose algún problema en el caso de *LnKpriv*, pues parecen existir tendencias lineales individuales. En el contraste para las primeras diferencias todas las variables son $I(0)$ y únicamente hallamos problemas con la variable *LnKpub* en la que encontramos indicios de que sea $I(2)$ ¹².

En el análisis de cointegración encontramos que las series están claramente cointegradas cuando consideramos constante y tendencia, manteniéndose cierta ambigüedad en los otros casos. El contraste de Kao afirma que las series están cointegradas¹³.

Por último hemos realizado la estimación utilizando el método DOLS considerando, en primer lugar, la totalidad del capital público y, en segundo lugar, el capital público productivo únicamente.

11 Para el análisis de cointegración véase cuadro 8 del anexo.

12 Véanse cuadros 9 y 10 en el anexo.

13 Cuadro 11 y 12 del anexo.

CUADRO 11
FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN DEL SECTOR PRIVADO PARA LAS
PROVINCIAS ANDALUZAS. PERÍODO 1980-2002. VARIABLE
DEPENDIENTE VAB PROVINCIAL A PRECIOS DE MERCADO.
ESTIMACIONES DOLS (I).

	LnKpriv	LnKpub	LnL	R ²
Estimación within con ponderaciones				
Sin efectos	0,3961 (6,0867)	0,1472 (5,02)	0,4421 88,4530)	0,9833
Efectos fijos de período	0,4812 (6,0034)	-0,1557 (-4,2682)	0,6350 (10,2283)	0,9871
Efectos fijos de sección cruzada	0,3757 (4,1729)	0,2644 86,4357)	0,3060 83,8205)	0,9952
Estimaciones within sin ponderaciones				
sin efectos	0,4082 (7,6385)	0,1414 (4,2176)	0,4371 (10,1251)	0,9805
Efectos fijos de sección cruzada	0,3644 (3,1972)	0,2595 (5,0581)	0,3200 (3,4111)	0,9941
Efectos fijos de período	0,4919 (9,2303)	-0,1433 (-2,5619)	0,6129 (12,3785)	0,9861
Efectos fijos de período y sección cruzada	0,3826 (4,5291)	0,1915 (1,6504)	0,4421 (3,5293)	0,9956
Estimación between sin ponderaciones				
	0,5345 (6,6145)	0,0445 (3,0889)	0,2472 (3,6352)	
Estimación OLS				
Sin efectos	0,4429 (9,5405)	0,1817 (7,2269)	0,3756 (10,4204)	0,9781
Efectos fijos de sección cruzada	0,4351 (5,9943)	0,1949 (5,6328)	0,4523 (9,1943)	0,9923
Efectos fijos de período	0,5345 (11,4327)	-0,090 (-1,7523)	0,5249 (12,1332)	0,9841
Efectos fijos de período y sección cruzada	0,3212 (4,1168)	0,1895 (3,2200)	0,4353 (5,1580)	0,9943

Fuente: Elaboración propia.

Si exceptuamos los valores negativos que se producen en todos los casos cuando se introducen efectos fijos de período con lo que se controla para el cambio técnico, los coeficientes oscilan entre 0,044 y 0,2644, con lo que el valor más elevado es superior al obtenido en el ámbito nacional, mientras que los del capital privado y empleo entran dentro de los parámetros esperados. Los coeficientes más elevados para el capital público indican un mayor impacto en Andalucía que para el territorio nacional, lo que puede deberse a una mayor necesidad de dotación de infraestructuras para el territorio andaluz.

CUADRO 12
FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN DEL SECTOR PRIVADO PARA LAS
PROVINCIAS ANDALUZAS. PERÍODO 1980-2002. VARIABLE
DEPENDIENTE VAB PROVINCIAL A PRECIOS DE MERCADO.
ESTIMACIONES DOLS (II).

	LnKpriv	LnKprod	LnL	R ²
Estimación within con ponderaciones				
Sin efectos	0,3377 (5,2632)	0,1514 (4,1407)	0,5119 (10,3716)	0,9813
Efectos fijos de período	0,3463 (5,4333)	-0,0642 (-1,1147)	0,6774 (13,6571)	0,9879
Efectos fijos de sección cruzada	0,3523 (2,4896)	0,2094 (3,7040)	0,4656 (3,9690)	0,9944
Estimaciones within sin ponderaciones				
Sin efectos	0,3719 (5,9065)	0,1344 (3,7472)	0,4888 (10,7955)	0,9823
Efectos fijos de sección cruzada	0,4900 (4,2609)	0,1717 (3,8678)	0,3899 (3,8383)	0,9946
Efectos fijos de período	0,3875 (5,7639)	-0,0551 (-0,9067)	0,6256 (12,3662)	0,9865
Efectos fijos de período y sección cruzada	0,2236 (1,4859)	0,2583 (4,1022)	0,4457 (3,2439)	0,9956
Estimación between sin ponderaciones				
Estimación OLS				
Sin efectos	0,4171 (4,5706)	0,0720 (1,1559)	0,4875 (9,0891)	0,9951
Efectos fijos de sección cruzada	0,5540 (4,4982)	0,1152 (2,0216)	0,4596 (8,1229)	0,9955
Efectos fijos de período	0,5187 (10,2950)	-0,0469 (-1,0130)	0,4975 (12,5213)	0,9839
Efectos fijos de período y sección cruzada	0,3166 (4,3289)	0,1359 (3,9582)	0,4784 (5,7218)	0,9945

Fuente: Elaboración propia.

Si consideramos únicamente el capital en infraestructuras productivas, los resultados nos indican una elasticidad output menor, en la línea esperada, que para el total de infraestructuras (Cuadros 11 y 12).

5. RESUMEN Y CONCLUSIONES

Hay un consenso bastante generalizado entre los investigadores en cuanto a que el capital público productivo influye de forma positiva en el crecimiento de la economía. Sin embargo, la discrepancia se centra en la magnitud de esa influencia medida a través de la elasticidad output del capital público en la ecuación de crecimiento formulada como una función de producción Cobb-Douglas. En este trabajo, utilizando series más amplias y homogéneas que en trabajos anteriores, se ha utilizado la metodología de raíces unitarias y cointegración tanto en series temporales como en datos de panel para calcular los valores de las distintas elasticidades. Utilizando datos agregados del período 1971-2002, se obtiene un valor de la elasticidad de 0,4168, considerando el total del capital público, y de 0,2686, cuando se considera el capital público utilizado en infraestructuras.

Para la estimación de las elasticidades con datos de panel se ha utilizado la metodología DOLS, obteniéndose elasticidades que oscilan entre 0,0095, cuando se realiza la estimación con un estimador intragrupos con efectos fijos de período (dummies temporales), y 0,2097, considerando efectos fijos de sección cruzada (dummies regionales). Los resultados son bastante sensibles a la especificación realizada, pues cuando se introducen dummies temporales (efectos fijos de período) con lo que se controla por el cambio técnico, la elasticidad del capital público disminuye drásticamente aunque es significativa. La elasticidad del capital privado es muy elevada y lo contrario ocurre con la elasticidad del trabajo. La inestabilidad que se aprecia cuando se introduce el cambio técnico, se debe a que existe una alta correlación entre los dos tipos de capital y el tiempo.

Con datos de las provincias andaluzas obtenemos valores negativos de la elasticidad output del capital público cuando consideramos dummies temporales. Eso nos indicaría la existencia de una elevada correlación entre los dos tipos de capital y el tiempo. Esta elevada correlación indica que si bien se puede conocer el efecto conjunto que dichas variables tienen sobre la producción, va a ser casi imposible separar empíricamente el efecto de cambio técnico y del capital (privado y público). En segundo lugar, y si consideramos sólo valores positivos, el abanico de elasticidades output del capital público es superior al caso nacional, oscilando entre 0,0445, cuando se considera el estimador entre grupos (between), y 0,2644, cuando se considera el estimador intragrupos con ponderaciones y efectos fijos de sección cruzada. En el caso de considerar únicamente el capital productivo los valores obtenidos oscilan entre 0,1344 y 0,2583 observándose valores negativos de la elasticidad output del capital público, al igual que anteriormente, cuando consideramos dummies temporales.

BIBLIOGRAFÍA

- AARON, H.J. (1991): "Discussion of David A. Aschauer. Why is infrastructure important?". En MUNNELL, a.H. (ed): *Is there a shortfall in public capital investment?*. Federal Reserve Bank of Boston.
- ÁLVAREZ, A., OREA, L. Y FERNÁNDEZ, J. (2003): "La productividad de las infraestructuras en España". *Papeles de Economía Española*, 95: 125-136.
- ARGIMÓN, I. y GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M. (1997): "Efectos de la inversión en infraestructuras sobre la productividad y la renta de las comunidades autónomas: Especial referencia al transporte por carretera en Galicia". En E. PÉREZ-TOURINO (dir.): *Infraestructuras y desarrollo regional: Efectos económicos de la autopista del Atlántico*. Editorial Civitas.
- ARGIMÓN, I., GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M., MARTÍN, M. J. y ROLDÁN, J. M. (1994): "Productividad e infraestructuras en la economía española". *Moneda y Crédito*, 198: 207-252.
- ASCHAUER, D. A. (1989): "Is public expenditure productive?". *Journal of Monetary Economics*, 23: 177-200.
- BAJO, O. y SOSVILLA, S. (1993): "Does public capital affect private sector performance?. An analysis of the Spanish case, 1964-1988?". Instituto de Estudios Fiscales, Papeles de trabajo 1/93.
- BOSCA, J.E., ESCRIBÁ, J. y MURGUI, M.J. (2004): "Efectos macroeconómicos de las inversiones en infraestructuras públicas". Encuentro Economía y Transporte. Ponencias. Madrid.
- CANTOS, P. GUMBAU-ALBERT, M. y MAUDOS, J (2002): "Transport infrastructure and regional growth: evidence of the Spanish case". WP-EC 2002-27 IVIE.
- CUTANDA, A. y PARICIO, J. (1992): "Crecimiento económico y desigualdades regionales. El impacto de la infraestructura". *Papeles de Economía Española*, 51.
- DABÁN, M.T. y MURGUI, M.J. (1997): "Convergencia y rendimiento a escala en las regiones españolas: La base de datos BD.MORES". *Información Comercial Española*, 762: 66-86.
- DE LA FUENTE, A. (1996): "Infraestructuras y productividad: un panorama de la evidencia empírica". *Información Comercial Española* 762. pp. 66-86
- DE LA FUENTE, A. y X. VIVES (1995): "Infrastructure and education as instruments of regional policy: Evidence from Spain". *Economic Policy*, 20: 13-51.
- DELGADO, M.J. y ÁLVAREZ, I (2000): "Las infraestructuras productivas en España: Estimación del stock en unidades físicas y análisis de su importancia en la producción privada regional". *Revista asturiana de economía*, 19: 15-180.
- DÍAZ, C. y MARTÍNEZ, D. (2006): "Inversión pública y crecimiento: Un panorama". *Hacienda Pública Española/ Revista de Economía Pública*, 176: 109-140.
- DRAPER, M. y HERCE, J.A. (1994): "Infraestructuras y crecimiento: Un panorama". *Revista de Economía Aplicada Vol II* (6).
- EBERTS, R.W. (1986): "Estimating the contribution of urban public infrastructure to regional economic growth". Working paper 8610, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- EISNER, R. (1991): "Infrastructure and regional economic performance: comment". *New England Economic Review*: 47-58.
- EVANS, P. y KARRAS, G. (1994): "Are government activities productive? Evidence from a panel of US States". *Review of Economics and Statistics*, 76: 1-11.
- FERNALD, J. (1992): "How productive is infrastructure?. Distinguishing reality and illusion with a panel of US industries". *Mimeo*
- FLORES, R. GRACIA, M. y PÉREZ, T. (1994): "Efectos de la inversión en infraestructuras sobre la economía española". *Universidad Complutense, Mimeo*.
- FLORES DE FRUTOS, R. GRACIA-DÍEZ, M. PEREZ-AMARAL, C. (1998): "Public capital stock and economic growth: An analysis of the Spanish economy". *Applied economics*, 30 pp. 985-994.
- FREIRE, M.J. y ALONSO, J. (2002): "Infraestructuras públicas y desarrollo económico de Galicia". En A. DE LA FUENTE, M.J. FREIRE y J. ALONSO: *Infraestructuras y desarrollo regional. Doc. De Economía 15*, Fundación Caixa Galicia.

- GARCÍA-FONTES, W. y SERRA, D. (1994): "Capital público, infraestructuras y crecimiento". En J.M. ESTEBAN y X. VIVES: *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*. Vol II, Instituto de Análisis Económico (CSIC).
- GONZÁLEZ-PARAMO, J.M. (1995): "Infraestructuras, productividad y bienestar". *Investigaciones Económicas*, Vol XIX (1) Enero: 155-168.
- GRANGER, C.W.J. y NEWBOLD, P (1974): "Spurious regressions in econometrics". *Journal of Econometrics*, 14, pp. 111-120.
- HANSEN, N. (1965): "Unbalanced growth and regional development". *Western Economic Journal*, Vol 4.
- HOLTZ-EAKIN, D. (1994): "Public sector capital and the productivity puzzle". *Review of Economics and Statistics*, 76: 12-21.
- HULTEN, C.R. y SCHWAB, R. M. (1993): "Infrastructure spending: where do we go from here?". *National Tax Journal* 46, 3: 261-273.
- HULTEN C. y SCHWAB, R (1991). Is there too little public capital?. *American Enterprise Institute Conference on Infrastructure Needs*.
- KAO, C. y CHIANG, M-H (1998): "On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data". *Working Paper, Center for Policy Research, Syracuse University*.
- KOCHERLAKOTA, NR y YI, K-M (1996): "A simple time series test of endogenous versus exogenous growth models: an application to the United States". *Review of Economics and Statistics*, 78: 126-134.
- MAS, M., MAUDOS, J. PÉREZ, F. y URIEL, E (1996): "Infrastructures and productivity in the Spanish regions". *Regional Studies*, Vol 30 (7): 641-649.
- MAS, M., MAUDOS, J., PÉREZ, F y URIEL, E. (1994): "Capital público y productividad en las regiones españolas". *Moneda y Crédito*, 198: 193-206.
- MAS, M., MAUDOS, J. PEREZ, F. y URIEL, E. (1993): "Competitividad, productividad industrial y dotaciones de capital público". *Papeles de Economía Española*, 56.
- MORENO, R. ARTIS, M. LÓPEZ-BAZO, E. y SURIÑACH, J. (1997): "Evidence on the complex link between infrastructures and regional development". *International Journal of Development Planning Literature*, 20: 81-108.
- MUNNELL, A.H.(1992): "Infrastructure investment and productivity growth". *Journal of Economic Perspectives* 6 (4) pp. 189-198.
- MUNNELL, A.H. (1990): "How does public infrastructure affect regional economic performance?". *New England Economic Review*, September/October: 11-32.
- PEDRAJA, F., RAMAJO, J. y SALINAS, J (1999): "Eficiencia productiva del sector industrial español: un análisis espacial y sectorial". *Papeles de Economía Española*, 80: 51-67.
- ROMP, W. y HAAN, J. (2005): "Public capital and economic growth: A critical survey". *European Investment Bank Papers*, Vol 10, nº 1: 41-65.

ANEXO DE CUADROS

CUADRO 1
**CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS DE LAS VARIABLES EN NIVELES
 (DATOS NACIONALES)**

	ADF con constante ²	ADF con tendencia	PP con constante	PP con tendencia	KPSS con constante	KPSS con tendencia
LnPIB ³	0,2585	-2,5912	-0,5289	-2,3267	0,7553	0,1186
LnKpub	-0,6888	-2,5159	-1,3283	-2,0389	0,7509	0,0675
LnKprod	-0,7960	-3,0277	-0,3690	-1,5822	0,7410	0,1084
Lkpriv	-0,04603	-5,5880	-2,2259	-2,9462	0,756	0,1244
LnL	-0,2305	-1,0465	0,3713	-0,2960	0,3844	0,1742

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 2
**CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS DE LAS VARIABLES EN
 DIFERENCIAS (DATOS NACIONALES)**

	ADF con constante	ADF sin cte ni tendencia ⁴	PP con constante	PP sin cte ni tendencia	KPSS con constante	KPSS con tendencia
LnPIB	-3,4707	-2,294	-3,4592	-2,2742	0,0993	0,1032
LnKpub	-3,1676	-2,4750	-3,2443	-2,4750	0,15763	0,0830
LnKprod	-1,3746	-0,9322	-1,5448	-0,9441	0,1209	0,1228
Lkpriv	-3,8126	-2,2632	-3,0154	-2,4968	0,1534	0,3013
LnL	-3,7984	-2,6916	-3,1066	-2,0429	0,3474	0,0793

Fuente: Elaboración propia.

- Valores críticos al 5% ADF con constante $-2,9639$, ADF con constante y tendencia $-3,5683$, PP con constante $-2,9604$, PP con constante y tendencia $-3,5628$, KPSS con constante $0,4630$, KPSS con constante y tendencia $0,1416$.
- Las variables utilizadas son las siguientes: *LnPIB*, logaritmo del PIB privado; *LnKpub*, logaritmo del capital público; *LnKprod*, logaritmo del capital público productivo o capital público en infraestructuras; *LnKpriv*, logaritmo del capital privado; *LnL*, logaritmo del total de ocupados en el sector privado. La procedencia de los datos se indica en la nota dos.
- Valores críticos al 5% ADF sin constante ni tendencia $-1,9524$, PP sin constante ni tendencia $-1,9524$.

CUADRO 3
CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN (I) (DATOS NACIONALES)

Contraste del valor propio máximo			Contraste de la traza	
Valores propios	Ratio de verosimilitud	Valor crítico al 5%	Ratio de verosimilitud	Valores propios al 5%
0,7554	42,523	21,131	57,6800	29,7970
0,3090	11,088	14,2646	15,4276	15,4947

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 4
CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN (II) (DATOS NACIONALES)

Contraste del valor propio máximo			Contraste de la traza	
Valores propios	Ratio de verosimilitud	Valor crítico al 5%	Ratio de verosimilitud	Valores propios al 5%
0,7378	40,1652	25,8232	59,1396	42,9152
0,3463	12,7571	19,3870	18,9744	25,8721

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 5
CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS EN DATOS DE PANEL REGIONALES

	LnPIB	LnKpub	LnKpriv	LnL	LnKprod	LnKsoc
Efectos individuales						
LLC	2,2919 ⁵ (0,9890) ⁶	-2,9 (0,00)	3,42(0,9997)	4,19 (1,00)	-0,7141 (0,2376)	-0,9498 (0,1711)
IPS	7,8602 (1,00)	3,19 (0,999)	7,93 (1,00)	4,06 (1,00)	4,8412 (1,0000)	4,6502 (1,00)
M-W ADF-Fisher	4,2 (1,00)	12,84 (0,999)	5,13 (1,00)	17,83 (0,9898)	8,1358 (1,0000)	12,1524 (0,9998)
M-W PP-Fisher	2,8 (1,00)	3,58 (1,0)	12,55 (0,997)	11,16 (0,999)	3,5998 (1,0000)	10,322 (1,00)
H Z-estadístico	12,63 (0,0)	12,71 (0,00)	12,87 (0,00)	10,51 (0,00)	12,640 (0,00)	12,8391 (0,00)
H Z-estadístico consistente a la heterocedasticidad	12,61 (0,0)	12,72 (0,00)	12,85 (0,0)	8,51 (0,00)	11,9953 (0,00)	12,8359 (0,00)
Efectos individuales, tendencias lineales individuales						
LLC	-1,07 (0,1408)	-2,17 (0,01)	-3,00 (0,00)	0,229 (0,5907)	-2,7259 (0,0032)	-0,8155 (0,2074)
Breitung	-1,637 (0,0508)	2,8 (0,997)	-2,4 (0,00)	3,388 (0,9996)	1,8957 (0,9710)	0,3035 (0,6193)

continúa...

CUADRO 5
CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS EN DATOS DE PANEL REGIONALES
(CONCLUSIÓN)

	LnPIB	LnKpub	LnKpriv	LnL	LnKprod	LnKsoc
IPS	-2,86 (0,0021)	-2,66 (0,0039)	-5,02 (0,00)	0,54 (0,706)	-1,7476 (0,0403)	-1,2991 (0,0969)
M-W ADF	61,55 (0,0026)	56,11 (0,0099)	101,998 (0,00)	27,3 (0,785)	49,2806 (0,0437)	52,5469 (0,0221)
M-W PP	24,30 (0,89)	17,23 (0,99)	30,7138 (0,63)	9,389 (1,00)	23,1787 (0,9195)	21,1266 (0,9585)
H Z estadístico	4,50274 (0,0)	4,47 (0,00)	5,71 (0,00)	3,51 (0,0002)	5,0173 (0,00)	5,0636 (0,00)
H Z estadístico consistente a la heterocedasticidad	3,27 (0,0)	3,88 (0,00)	4,63 (0,00)	3,057 (0,001)	4,8084 (0,00)	4,5476 (0,00)
Sin variables exógenas						
LLC	16,567 (1,00)	8,34 (1,00)	17,1 (0,00)	3,22 (0,999)	5,8567 (1,00)	18,54 (1,00)
M-W ADF	0,04599 (1,00)	0,88 (1,00)	1,019 (1,0)	4,948 (1,00)	1,2179 (1,00)	0,5331 (1,00)
M-W PP	0,01704 (1,00)	0,0004 (1,00)	0,0067 (1,0)	7,62 (1,00)	0,3832 (0,00)	0,0002 (1,00)

Fuente. Elaboración propia.

CUADRO 6
CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS DE LAS PRIMERAS DIFERENCIAS
DE LAS SERIES EN DATOS DE PANEL REGIONALES

	LnPIB	LnKpub	LnKpriv	LnL	LnKprod	Lnksoc
Efectos individuales						
LLC	-10,22 (0,0)	-3,0056 (0,0013)	-3,69 (0,00)	-2,68 (0,0036)	-1,8606 (0,0314)	-6,3223 (0,00)
IPS	-8,52 (0,0)	-3,22 (0,0006)	-4,71 (0,00)	-2,85 (0,0022)	-2,77511 (0,0028)	-6,6217 (0,00)
M-W ADF-Fisher	132,984 (0,0)	62,24 (0,0022)	90,27 (0,00)	54,87 (0,0131)	58,0307 (0,0063)	109,474 (0,00)
M-W PP-Fisher	138,791 (0,0)	57,75 (0,0067)	66,17 (0,00)	54,81 (0,0133)	64,8973 (0,0011)	98,2095 (0,00)
H Z-estadístico	-0,17 (0,56)	0,65 (0,25)	2,54 (0,00)	4,67 (0,00)	1,8059 (0,0355)	0,4478 (0,3271)
H Z-estadístico consistente a la heterocedasticidad	0,033 (0,4865)	0,8 (0,2)	1,95 (0,00)	4,55 (0,00)	1,9951 (0,0230)	0,3142 (0,3767)

continúa...

CUADRO 6
CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS DE LAS PRIMERAS DIFERENCIAS
DE LAS SERIES EN DATOS DE PANEL REGIONALES
(CONCLUSIÓN)

	LnPIB	LnKpub	LnKpriv	LnL	LnKprod	Lnksoc
Efectos individuales, tendencias lineales individuales						
LLC	-9,73 (0,0)	-1,87 (0,03)	-3,635 (0,00)	-3,13 (0,0009)	-0,2154 (0,4147)	-4,4066 (0,00)
Breitung	-7,77 (0,0)	-1,53 (0,06)	-3,07 (0,00)	-6,39 (0,00)	-0,9208 (0,1786)	-4,9156 (0,00)
IPS	-7,03 (0,0)	0,3 (0,62)	-4,5 (0,00)	-3,38 (0,0004)	0,6034 (0,7269)	-4,5494 (0,00)
M-W ADF	104,633 (0,0)	31,15 (0,6)	74,37 (0,00)	61,43 (0,0027)	29,0313 (0,7098)	77,2086 (0,00)
M-W PP	105,228 (0,0)	26,62 (0,68)	62,00 (0,0023)	53,8 (0,0167)	36,3421 (0,3601)	66,6749 (0,00)
H Z estadístico	1,42221 (0,0775)	8,40129 (0,00)	3,01 (0,0013)	1,35 (0,0875)	6,981 (0,00)	4,4526 (0,00)
H Z estadístico consistente a la heterocedasticidad	2,22 (0,01)	7,48243 (0,00)	2,42 (0,0077)	1,559 (0,0594)	5,9410 (0,00)	4,0872 (0,00)
Sin variables exógenas						
LLC	-6,3404 (0,00)	-2,38 (0,008)	-1,86 (0,0312)	-7,53 (0,00)	-3,2338 (0,00)	-3,4528 (0,0003)
M-W ADF	86,9543 (0,00)	35,19 (0,41)	41,88 (0,16)	107,878 (0,00)	47,5214 (0,0617)	43,4607 (0,1283)
M-W PP	97,2443 (0,00)	45,35 (0,09)	41,66 (0,17)	109,29 (0,00)	59,1560 (0,0048)	41,6699 (0,17*6)

Fuente: Elaboración propia.

- 6 Probabilidad (Nivel de significación para rechazo). Las probabilidades para los contrastes de Fisher se computan usando una distribución asintótica χ^2 . El resto de los contrastes supone normalidad asintótica.

CUADRO 7
CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN DE LAS SERIES LnPIB, LnKPRIV,
LnKPUB, LnL EN DATOS DE PANEL REGIONALES

	Estadístico	Probabilidad	Estadístico ponderado	Probabilidad
Contrastes de Pedroni ⁷				
Constantes individuales				
Estadístico de panel	-0,2592	0,385	-1,26	0,1794
Estadístico de panel rho	0,9986	0,2423	0,1999	0,3911
Estadístico de panel PP	-0,766	0,2975	-3,093	0,0033
Estadístico de panel ADF	5,251	0,00	-0,230	0,3885
Estadístico de grupo rho	2,60	0,0135		
Estadístico de grupo PP	-0,6324	0,3266		
Estadístico de grupo ADF	6,675	0,000		
Constante y tendencia				
Estadístico de panel	-1,336	0,1634	-2,5	0,0175
Estadístico de panel rho	2,7268	0,0097	1,715	0,0916
Estadístico de panel PP	-0,275	0,3841	-4,80	0,00
Estadístico de panel ADF	3,656	0,00005	-3,581	0,0007
Estadístico de grupo rho	3,46	0,001		
Estadístico de grupo PP	-4,39	0,000		
Estadístico de grupo ADF	0,2338	0,3882		
Sin constante ni tendencia				
Estadístico de panel	0,0788	0,3977	-1,3986	0,15
Estadístico de panel rho	0,903	0,2653	0,9525	0,25
Estadístico de panel PP	-0,181	0,3924	-0,070	0,39
Estadístico de panel ADF	5,29	0,00	4,028	0,0001
Estadístico de grupo rho	2,6333	0,0124		
Estadístico de grupo PP	0,6202	0,3291		
Estadístico de grupo ADF	9,254	0,000		
Contraste de Kao ⁸				
Sin tendencia determinística				
ADF	-6,2421	0,000		

Fuente: Elaboración propia.

- 7 El contraste de Pedroni tiene como hipótesis nula la no cointegración. En la hipótesis alternativa tenemos dos posibilidades: coeficientes AR comunes (intragrupos) y coeficientes AR individuales (intergrupos).
- 8 La hipótesis nula en el contraste de Kao es la no cointegración de las variables.

CUADRO 8
CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN PARA LAS SERIES LnPIB, LnKPRIV,
LnKPROD, LnL CON DATOS DE PANEL REGIONALES

	Estadístico	Probabilidad	Estadístico ponderado	Probabilidad
Contrastes de Pedroni				
Constantes individuales				
Estadístico de panel	-0,0957	0,5381	-0,6414	0,7394
Estadístico de panel rho	0,7658	0,7781	-0,6204	0,2675
Estadístico de panel PP	-0,2949	0,3840	-2,8595	0,0021
Estadístico de panel ADF	0,3494	0,6366	-1,3615	0,0867
Estadístico de grupo rho	0,8413	0,799		
Estadístico de grupo PP	-1,8077	0,0353		
Estadístico de grupo ADF	-0,4159	0,3387		
Constante y tendencia				
Estadístico de panel	1,8797	0,0301	-0,9809	0,8367
Estadístico de panel rho	-0,8567	0,00	-7,2054	0,00
Estadístico de panel PP	-6,6766	0,00	-7,2054	0,00
Estadístico de panel ADF	-1,5878	0,0562	-3,5312	0,0002
Estadístico de grupo rho	0,3307	0,6296		
Estadístico de grupo PP	-10,5276	0,00		
Estadístico de grupo ADF	-1,5876	0,0315		
Sin constante ni tendencia				
Estadístico de panel	0,6079	0,2716	0,0960	0,4617
Estadístico de panel rho	-0,2508	0,4010	-1,5310	0,0629
Estadístico de panel PP	-1,5729	0,0579	-3,5891	0,0002
Estadístico de panel ADF	-0,7254	0,2341	-1,7734	0,0381
Estadístico de grupo rho	-0,1854	0,4265		
Estadístico de grupo PP	-3,2672	0,0005		
Estadístico de grupo ADF	-1,5644	0,0589		
Contraste de Kao				
Sin tendencia determinística				
ADF	-4,4876	0,00		

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 9
CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS PARA LAS PROVINCIAS
ANDALUZAS

	LnPIB	LnKpub	LnKpriv	LnL	LnKprod	LnKsoc
Efectos individuales						
LLC	2,541 (0,994)	-3,413 (0,0003)	-0,91 (0,17)	3,5327 (0,9998)	-2,6238 (0,0043)	-5,2880 (0,00)
IPS	5,783 (1,00)	0,616 (0,7312)	3,86 (0,999)	3,4522 (0,9997)	1,3180 (0,9063)	-1,2622 (0,1034)
M-W ADF-Fisher	0,579 (1,00)	10,12 (0,86)	6,51 (0,981)	4,0470 (0,9988)	11,1069 (0,8026)	21,4870 (0,1605)
M-W PP-Fisher	0,43 (1,00)	4,2 (0,9985)	3,8 (0,999)	3,814 80,9992)	10,5747 (0,8349)	23,8016 (0,0939)
H Z-estadístico	8,727 (0,0)	8,514 (0,00)	8,94 (0,00)	6,977 (0,00)	8,4444 (0,00)	8,4226 (0,00)
H Z-estadístico consistente a la heterocedasticidad	8,67 (0,0)	8,529 (0,00)	18,949 (0,00)	6,5977 (0,00)	8,5006 (0,00)	8,4376 (0,00)
Efectos individuales, tendencias lineales individuales						
LLC	-1,506 (0,0659)	-0,5272 (0,299)	-4,65 (0,00)	-0,09196 (0,4634)	-0,5801 (0,2809)	4,8909 (1,00)
Breitung	-0,8 (0,209)	2,131 (0,9835)	-2,05 (0,02)	0,6297 (0,7356)	1,7006 (0,955)	4,2650 (1,00)
IPS	-3,08 (0,001)	-0,404 (0,343)	-3,8 (0,0001)	-0,76572 (0,2219)	-1,2691 (0,1022)	6,9190 (1,00)
M-W ADF	36,12 (0,0028)	17,635 (0,345)	45,27 (0,0001)	19,6479 (0,2365)	31,2885 (0,0124)	0,7923 (1,00)
M-W PP	25,43 (0,0625)	3,37 (0,9996)	8,9 (0,91)	12,12 (0,7356)	5,7436 (0,9906)	0,2437 (1,00)
H Z estadístico	0,665 (0,2528)	3,317 (0,0005)	3,899 (0,00)	0,761 (0,2233)	2,8214 (0,0024)	6,2419 (0,00)
H Z estadístico consistente a la heterocedasticidad	0,559 (0,2879)	3,178 (0,0007)	3,23 (0,00)	0,735 (0,2310)	3,0800 (0,0010)	6,1641 (0,00)
Sin variables exógenas						
LLC	11,18 (1,00)	3,686 (0,999)	7,4272 (1,00)	2,8716 (0,9980)	4,8705 (1,00)	11,5925 (1,00)
M-W ADF	0,0193 (1,00)	1,167 (1,00)	0,0928 (1,00)	1,9998 (1,00)	0,7383 (1,00)	0,2169 (1,00)
M-W PP	0,0187 (1,00)	0,010 (1,00)	1,0 E-05 (1,00)	1,908 (1,00)	0,0397 (1,00)	0,00125 (1,00)

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 10
**RAÍCES UNITARIAS PARA LAS PRIMERAS DIFERENCIAS DE LAS
 VARIABLES PARA LAS PROVINCIAS ANDALUZAS**

	LnPIB	LnKpub	LnKpriv	LnL	LnKprod	LnKsoc
Efectos individuales						
LC	-11,51 (0,00)	-0,071 (0,4715)	-2,062 (0,0196)	-6,3924 (0,00)	-1,6749 (0,0470)	-6,0277 (80,00)
IPS	-9,58 (0,00)	-0,4036 (0,3432)	-3,8499 (0,0001)	-5,8370 (0,00)	-1,9639 (0,0248)	-4,1389 (0,00)
M-W ADF-Fisher	102,5 (0,00)	14,5032 (0,5613)	41,8528 (0,0004)	62,4992 (0,00)	25,5292 (0,0610)	43,8926 (80,00)
M-W PP-Fisher	111,77 (0,00)	13,6667 (0,6235)	26,854 (0,043)	62,3593 (0,00)	19,0548 (0,2658)	43,4049 (0,00)
H Z-estadístico	-0,15 (0,56)	0,22115 (0,4125)	0,5656 (0,2858)	1,6995 (0,0446)	0,2373 (0,4062)	4,4038 (80,00)
H Z-estadístico consistente a la heterocedasticidad	-0,01 (0,5)	0,33977 (0,3670)	0,4101 (0,3408)	1,8674 (0,0309)	1,0666 (0,1431)	4,2286 (0,00)
Efectos individuales, tendencias lineales individuales						
LLC	-9,894 (0,00)	-0,1771 (0,4297)	-0,526 (0,2994)	-6,3193 (0,00)	-1,7013 (0,044)	-6,4492 (0,00)
Breitung	-6,49 (0,00)	-0,9073 (0,1821)	-3,262 (0,0006)	-7,2817 (0,00)	-2,5237 (0,0058)	-6,8415 (0,00)
IPS	-8,00 (0,00)	1,4034 (0,9198)	-3,198 (0,0007)	-5,7228 (0,00)	-0,8932 (0,1859)	-4,3803 (0,00)
M-W ADF	77,84 (0,00)	6,4214 (0,9829)	36,686 (0,0023)	58,7771 (0,00)	17,7093 (0,3412)	45,0151 (0,00)
M-W PP	81,86 (0,00)	5,00 (0,9957)	15,19 (0,5101)	53,8626 (0,00)	13,6563 (0,6243)	41,2528 (0,00)
H Z estadístico	2,419 (0,0078)	5,237 (0,00)	0,52028 (0,3014)	0,3801 (0,3519)	4,0927 (0,00)	4,6424 (0,00)
H Z estadístico consistente a la heterocedasticidad	3,233 (0,0006)	5,605 (0,00)	0,59283 (0,2766)	0,7275 (0,2334)	4,3256 (0,00)	4,3441 (0,00)
Sin variables exógenas						
LLC	-6,66 (0,00)	-2,464 (0,0069)	-1,682 (0,0462)	-8,5594 (0,00)	-2,7638 (0,0029)	-5,0008 (0,00)
M-W ADF	70,34 (0,00)	18,79 (0,2797)	15,35 (0,4859)	98,1685 (0,00)	21,4399 (0,1622)	43,3051 (0,00)
M-W PP	77,30 (0,00)	17,76 (0,3384)	13,91 (0,6054)	98,425 (0,00)	19,0367 (0,2668)	42,7517 (80,00)

Fuente. Elaboración propia.

CUADRO 11
CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN PARA LAS PROVINCIAS
ANDALUZAS LnPIB, LnKPRIV, LnKPUB, LnL

	Estadístico	Probabilidad	Estadístico ponderado	Probabilidad
Contrastes de Pedroni				
Constantes individuales				
Estadístico de panel	-0,0865	0,3975	-1,5464	0,1207
Estadístico de panel rho	0,7119	0,3096	-0,3406	0,3764
Estadístico de panel PP	-0,4726	0,3568	-3,9971	0,0001
Estadístico de panel ADF	0,1876	0,3920	-4,6853	0,00
Estadístico de grupo rho	0,9036	0,2652		
Estadístico de grupo PP	-3,0205	0,0042		
Estadístico de grupo ADF	-1,1244	0,2120		
Constante y tendencia				
Estadístico de panel	0,7972	0,2903	-2,8071	0,0078
Estadístico de panel rho	-0,2745	0,3842	0,7096	0,3101
Estadístico de panel PP	-5,5786	0,00	-6,7436	0,00
Estadístico de panel ADF	-5,4082	0,00	-6,5501	0,00
Estadístico de grupo rho	1,0265	0,2355		
Estadístico de grupo PP	-6,1514	0,00		
Estadístico de grupo ADF	-4,7085	0,00		
Sin constante ni tendencia				
Estadístico de panel	0,3796	0,3712	-0,9402	0,2564
Estadístico de panel rho	-0,4626	0,3643	-2,3384	0,0259
Estadístico de panel PP	-1,7063	0,0930	-4,4716	0,00
Estadístico de panel ADF	-0,5509	0,3428	-4,3842	0,00
Estadístico de grupo rho	-0,4108	0,3667		
Estadístico de grupo PP	-3,4765	0,0009		
Estadístico de grupo ADF	-1,3911	0,1516		
Contraste de Kao				
Sin tendencia determinística				
ADF	-4,0748	0,000		

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 12
CONTRASTE DE COINTEGRACIÓN PARA LAS PROVINCIAS ANDALUZAS
LnPIB, LnKPRIV, LnKPROD, LnL

	Estadístico	Probabilidad	Estadístico ponderado	Probabilidad
Contrastes de Pedroni				
Constantes individuales				
Estadístico de panel	0,0202	0,4919	-1,899	0,941
Estadístico de panel rho	1,1024	0,849	-0,0697	0,4722
Estadístico de panel PP	-0,148	0,3033	-2,8138	0,002
Estadístico de panel ADF	-1,4322	0,0760	-1,7584	0,0393
Estadístico de grupo rho	2,5228	0,9942		
Estadístico de grupo PP	-0,1331	0,4470		
Estadístico de grupo ADF	-1,3588	0,0871		
Constante y tendencia				
Estadístico de panel	-0,5489	0,7085	-2,68681	0,9979
Estadístico de panel rho	2,8285	0,9977	1,5204	0,9358
Estadístico de panel PP	-0,1291	0,4486	-5,0913	0,00
Estadístico de panel ADF	-0,9883	0,1615	-3,3343	0,0004
Estadístico de grupo rho	3,6430	0,9999		
Estadístico de grupo PP	-6,1318	0,00		
Estadístico de grupo ADF	-3,7685	0,0001		
Sin constante ni tendencia				
Estadístico de panel	0,3204	0,3743	-1,3412	0,9101
Estadístico de panel rho	1,1304	0,8709	0,4861	0,6866
Estadístico de panel PP	0,1612	0,5641	-0,7424	0,2289
Estadístico de panel ADF	-1,5030	0,0664	-0,9233	0,1779
Estadístico de grupo rho	2,6024	0,9954		
Estadístico de grupo PP	0,7052	0,7597		
Estadístico de grupo ADF	-1,5703	0,0582		
Contraste de Kao				
Sin tendencia determinística				
ADF	-6,0430	0,00		

Fuente: Elaboración propia.

