

Efectos de oferta sobre la economía andaluza de las ayudas procedentes de los fondos estructurales destinadas a infraestructuras: El Marco de Apoyo Comunitario 1994-1999*

Simón Sosvilla Rivero** y Encarnación Murillo García***

RESUMEN: El objetivo principal de este trabajo es analizar los efectos de oferta de las ayudas comunitarias recibidas por Andalucía, concretamente del Marco de Apoyo Comunitario 1994-1999 (MAC 94-99). En particular, se examinan los efectos derivados de una mayor y mejor dotación de recursos productivos e infraestructuras sobre la producción y el empleo de la región, mediante la estimación, mediante técnicas de cointegración con series temporales, de una función de producción agregada para el sector privado de la economía en la que el stock de capital público aparece como un factor productivo separado y diferente, así como de una demanda de trabajo derivada de dicha función.

Las simulaciones realizadas sugieren que las inversiones en infraestructuras financiadas con cargo al MAC 94-99 habrían hecho posible que la economía andaluza creciera en términos reales durante el período 1994-2001 a una tasa acumulativa del 3,42%, frente al crecimiento del 3,15% que hubiese experimentado de no recibir dichas inversiones. En cuanto al mercado de trabajo, los resultados obtenidos indican

* Los autores agradecen a la Dirección General de Fondos Europeos de la Junta de Andalucía, y en especial a Antonio Avila y Antonio Valverde, el esfuerzo que han realizado para facilitarles la información sobre la cuantía de los fondos estructurales ejecutados. Agradecen también los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos, de Rubén Garrido y de los asistentes al seminario de FEDEA y al X Encuentro de Economía Pública. Asimismo, agradecen a Chihwa Kao el facilitarles sus rutinas NPT y a Javier Alonso su ayuda en el cálculo de las estimaciones con datos de panel realizados en versiones previas de este trabajo. Este artículo es fruto del estudio realizado para la elaboración de la tesis doctoral de Encarnación Murillo sobre el impacto de las ayudas estructurales en la economía andaluza. Encarnación Murillo agradece además a Jesús Ruiz-Huerta su dirección, apoyo y ayuda continua desde el comienzo de este estudio. Simón Sosvilla-Rivero agradece la financiación del Ministerio de Ciencia y Tecnología (Proyecto SEC2002-01892). No obstante, los autores son totalmente responsables de los errores que puedan subsistir.

** FEDEA, Universidad Complutense de Madrid.

*** Universidad Rey Juan Carlos

Dirección para correspondencia: Simón Sosvilla Rivero, FEDEA, Jorge Juan, 46. 28001 Madrid. . E.mail: simon.sosvilla@fedea.es

Recibido: 10 de junio de 2003 / Aceptado: 20 de mayo de 2005.

92 *Sosvilla, S. y Murillo, E.*

que el MAC 94-99 habría generado o mantenido una media de 79.034 empleos durante el período 1994-2001, lo que habría contribuido a reducir la tasa de paro en unos 2,87 puntos porcentuales.

JEL classification: Unión Europea, Fondos Estructurales, Infraestructura, Marco de Apoyo Comunitario, Evaluación macroeconómica.

Key words: C51, F02, H50, R58.

Supply effects on the Andalusian economy of the structural funds in infrastructures: the Community Support Framework 1994-1999

ABSTRACT: The aim of this paper is to analyse the supply effects of the EU funds received by the Andalusian region, with special emphasis in the Community Support Framework 1994-1999 (CSF 94-99). To that end, we examine the effects derived from a greater and better endowment of productive factors and infrastructure on Andalusian production and employment, through the estimation (using cointegration techniques with time series) of an aggregate private-sector production function where the stock of public capital appears as a separate and different productive factor, as well as a demand for labour function.

The simulations suggest that the infrastructure investments financed under the CSF 94-99 the Andalusian economy has grown, during the 1994-2001 period, at an accumulative rate of 3.42 per cent, whereas it would have grown at a 3.15 per cent due to such funds. Regarding the labour market, the simulation results indicate that the CSF 94-99 would have generated or maintained an average of 79,034 employments during the 1994-2001 period, resulting in an average reduction of 2.87 percentage points in the unemployment rate.

JEL classification: European Union, Structural Funds, Infrastructures, Community Support Framework, Macroeconomic evaluation.

Key words: C51, F02, H50, R58.

1. Introducción

Desde sus comienzos, la política regional comunitaria ha tenido como objetivo último reducir las disparidades en el nivel de renta y riqueza entre los distintos territorios que la integran. Para ello, se ha movilizado un importante volumen de recursos, vía fondos estructurales, potencialmente capaz de promover el desarrollo de las regiones más pobres y corregir sus deficiencias en cuanto a la dotación de determinados recursos productivos, tales como las infraestructuras o el capital humano. Dada la importancia cuantitativa y cualitativa de estos fondos estructurales, la evaluación de su impacto resulta imprescindible no sólo para cumplir con los requerimientos que imponen las instituciones de la Unión Europea (UE), sino porque únicamente de esta

manera es posible observar si los niveles de renta y empleo de las regiones menos desarrolladas se van aproximando a los valores medios de la Unión.

Los estudios de impacto de las ayudas comunitarias adquieren un renovado valor en el momento actual, debido a la existencia de diversos trabajos [véanse, por ejemplo, Cuadrado (1998), Hall (1999) y Biescas (1999)] que cuestionan en cierta forma o ponen en tela de juicio, al menos, el hecho de que en la década de los noventa se haya producido una convergencia regional en el seno de la Unión Europea. En general, estos trabajos coinciden en afirmar que ha habido una disminución de las disparidades entre los países de la Unión, pero no entre sus regiones¹.

Ante esta situación, creemos que resulta necesario no sólo el análisis de los efectos económicos de los fondos estructurales, especialmente a largo plazo — como razón de ser intrínseca a la propia existencia de la política regional europea—, sino también el cuestionar incluso la eficacia de dicha política; sobre todo, en un contexto de ampliación de la Unión hacia los Países de la Europa Central y Oriental (PECOs), con economías regionales en numerosos casos menos desarrolladas que la media de la UE, que van a pasar a ser beneficiarias netas de ayudas estructurales. Esta última razón hace que los estudios de impacto que se circunscriban a las regiones españolas objetivo n.º 1 cobren todavía un mayor sentido de cara a la diferente posición relativa que puedan tener dichas regiones en cuanto a los criterios de elegibilidad en la nueva Unión ampliada. En el caso que nos ocupa, el de la Comunidad Autónoma Andaluza, aún hoy, se sitúa dentro de España en los últimos lugares en lo que se refiere a Producto Interior Bruto (PIB) por habitante y tasa de desempleo (Herce, Jimeno, Usabiaga, 2001)²; de ahí que nos parezca cuanto menos interesante conocer la realidad pasada al respecto y el grado de convergencia alcanzado, con el fin de planificar su futuro a medio plazo y emprender las medidas necesarias para adaptarse al nuevo escenario sin abandonar la senda de la convergencia.

El objetivo de este trabajo es, entonces, analizar los efectos de oferta de las ayudas comunitarias recibidas por la Comunidad Autónoma Andaluza, concretamente del Marco de Apoyo Comunitario 1994-1999 (MAC 94-99). Para ello, en primer lugar, describiremos de forma breve cómo se ha aplicado el MAC 94-99 a lo largo de su período de ejecución. A partir de los fondos estructurales recibidos, y basándonos en el denominado «efecto Aschauer», estimaremos los coeficientes de una función de producción típica donde el capital público se considera un factor productivo separado del capital privado, y, posteriormente, simularemos cómo habrían evolucionado el PIB y el empleo andaluz en ausencia de la percepción de los mismos, de tal manera que los resultados obtenidos nos permitan comparar los valores alcanzados por el

¹ No obstante, es necesario ser conscientes de que hay más razones por las cuales las regiones convergen — el tema de la convergencia regional requiere un tratamiento amplio y específico que no abordamos aquí, porque no es el objeto de nuestro estudio— es decir, que simultáneamente a la política regional europea puede estar actuando la política regional nacional en sentido contrario al de la política regional europea, o también pueden estar influyendo políticas no explícitas de desarrollo regional —políticas de ingresos y gastos públicos entre las Comunidades Autónomas y el Estado— (Castells, 1999).

² Para una mayor información sobre la situación actual de Andalucía y la descripción de su estructura productiva, véase Martín (1993), Delgado y Román (1995), López (1997) y Vallés (1997), entre otros.

producto real andaluz como consecuencia de la realización de dichas inversiones con el escenario simulado.

Por último, no queremos olvidarnos de un aspecto que también tratamos en este trabajo, y es el hecho de que a medida que la política regional europea se estaba aplicando en España, el proceso de descentralización autonómica se hacía efectivo, y esto ha dado lugar a que en cada período de programación hayan ido adquiriendo protagonismo los distintos gobiernos regionales³. En esta línea, hemos intentado de forma aproximada, y con las limitaciones de los datos disponibles, diferenciar por administraciones el efecto sobre el PIB y empleo del montante de fondos estructurales del MAC 94-99 en Andalucía.

2. El marco de apoyo comunitario 1994-1999 en el contexto de la política regional europea

La incorporación de España a la hoy UE en enero de 1986 hizo que nuestro país participara de manera inmediata a su integración en los fondos que la política regional comunitaria destinaba a corregir los desequilibrios regionales, aunque en ese momento, no existiese todavía una «política regional europea» como tal, sino distintas medidas estructurales aisladas que intentaban aminorar dichas desigualdades. Esta política quedó explícitamente recogida en el Acta Única Europea y consagrada en el Tratado de Maastricht.

La actual política regional de la UE⁴ se lleva a cabo a través de programaciones plurianuales financiadas por los distintos fondos estructurales que se han ido creando a medida que el proceso de integración ha ido avanzando y las necesidades lo han ido requiriendo⁵, y cuyos destinatarios son, en general y en mayor o menor medida⁶, las diferentes regiones que integran la Unión. Regiones que previamente han sido clasificadas y agrupadas según sus características socioeconómicas. Dentro de ellas, son las denominadas regiones «objetivo número 1» (con un nivel de renta inferior al 75% de la media comunitaria) las que acumulan la mayor parte del presupuesto de gastos estructurales de la Unión.

En cuanto a la dinámica operativa de la política regional europea, aunque ha experimentado algunos cambios desde 1989 hasta 2000, sus líneas generales se han mantenido. Al respecto, aquellos países que tienen regiones incluidas en el objetivo número 1 están obligados a presentar a la Comisión un Programa de Desarrollo Regional (PDR) que elabora la Administración Central con la colaboración de la Admi-

³ Con las ventajas e inconvenientes que esto puede llevar aparejado. Ventajas en cuanto a una mayor implicación de los gobiernos regionales en la gestión de los fondos; y, desventajas en lo que se refiere a la complicación que añade a la gestión y coordinación de los mismos la existencia de un mayor número de administraciones implicadas. Para una mayor profundización en este enfoque, véase Ruiz-Huerta (1998).

⁴ Para más información, véase Correa y Manzanedo (2002), entre otros.

⁵ FEDER (Fondo Europeo de Desarrollo Regional), FEOGA-O (Feoga-Orientación), FSE (Fondo Social Europeo) e IFOP (Instrumento de Ordenación Pesquera).

⁶ Exceptuamos el caso del Fondo de Cohesión que va destinado a cuatro de los Estados Miembros, los denominados de la cohesión entre los cuales se encuentra España.

nistración Autonómica. A partir de este PDR, la UE elabora los Marcos de Apoyo Comunitario (MAC) para cada período de programación plurianual. Estos MAC recogen por ejes de intervención y fondos estructurales la mayor parte de las ayudas procedentes de la Unión. No obstante, aunque los MAC son los principales canalizadores de las ayudas procedentes de los fondos, en el caso de España, existen tres vías principales a través de las cuales se reciben ayudas estructurales de la Unión: los MAC, financiados por los cuatro fondos estructurales existentes en la actualidad (FEDER, FEOGA-O, FSE e IFOP)⁷; las denominadas «Iniciativas Comunitarias», que las concede directamente la Comisión a determinados Grupos de Acción Local, y que también están financiadas por los mismos fondos estructurales pero que se centran en proyectos más concretos y zonas más específicas; y por último, el Fondo de Cohesión por ser España uno de los cuatro países de la cohesión junto con Grecia, Portugal e Irlanda.

En este trabajo nos centramos únicamente en el MAC 94-99, y concretamente en la Comunidad Autónoma Andaluza (región objetivo número 1 en los tres períodos de programación que ha habido hasta el momento actual, 1989-1993, 1994-1999 y 2000-2006), para analizar los efectos de oferta que ha generado en su economía tanto a nivel de producción como de empleo⁸.

La financiación procedente del MAC 1994-1999 para las regiones objetivo n.º 1 de España se ha articulado en dos submarcos según si la programación ha sido asignada a las Comunidades Autónomas (submarco regional) o a la Administración Central (submarco plurirregional). Dentro del submarco regional, la Junta de Andalucía ha participado en nueve formas de intervención, en parte de las cuales la Administración Central ha programado también recursos⁹. En dichas formas de intervención la ayuda procedente de la Unión Europea se ha recibido de los cuatro fondos estructurales existentes: FEDER, FEOGA-O, FSE e IFOP; o dicho de otra manera, cada uno de estos fondos ha participado en diversos programas operativos. El FEDER en el Programa Operativo de Andalucía, el Programa Operativo Doñana II Fase, el de Financiación Extraordinaria, la Subvención Global de Andalucía, el Programa Operativo de Desarrollo y Diversificación Económica de Zonas Rurales y el Programa Pyme Sevilla, acumulando un importe de 3754,29 millones de euros de 2001. El FEOGA-O, por su parte, ha cofinanciado tres programas operativos: el Programa Operativo de Agricultura y desarrollo Rural, el Programa Operativo de Industrias Agroalimentarias y también, como en el caso del FEDER, el Programa Operativo de Desarrollo y Diversificación Económica de Zonas Rurales. La cuantía ejecutada está en torno a 809,23 millones de euros de 2001. En cuanto al FSE ha participado en el Programa Operativo Valorización de Recursos Humanos concentrando un total de 363,53 millones de euros de 2001. Por último, el IFOP ha cofinanciado el Programa Operativo del IFOP aportando 155,06 millones de euros de 2001.

⁷ Estos fondos a su vez se desarrollan a través de los denominados Programas Operativos.

⁸ La razón por la cual nos hemos centrado en el MAC 94-99 y no en el MAC 00-06 es porque nos interesaba especialmente cuantificar su impacto sobre el PIB y el empleo teniendo en cuenta los datos de cierre –diciembre de 2001– de los programas operativos a través de los cuales se ha desarrollado.

⁹ Dentro de las actuaciones del marco plurirregional se incluyen además algunas actuaciones, de cuantía menor, cofinanciadas por las Administraciones Locales.

A continuación se recoge la información relativa a cada uno de estos programas operativos separada por fondos. Esta información procede de la Dirección General de Fondos Europeos y Financiación Territorial del Ministerio de Hacienda y, en su gran mayoría, de la Dirección General de Fondos Europeos de la Junta de Andalucía. Todas las cuantías asignadas a los fondos estructurales están expresadas en millones de euros de 2001, y, como los datos de stock de capital público del IVIE —que son utilizados en epígrafes posteriores— están expresados en millones de euros de 1999, para expresarlos en dicha base se ha aplicado el deflactor implícito del VAB correspondiente a Andalucía (INE, 2002).

Una cuestión muy importante es que tanto en la información proporcionada por el Ministerio de Hacienda como por la Junta de Andalucía, los datos estaban expresados originariamente en términos de «coste o gasto elegible». Esto significa que la información proporcionada por estas fuentes no refleja de forma diferenciada la cuantía de cada programa que financia de forma específica cada administración: Unión Europea (a través de cualquiera de sus fondos), Administración Central y/o Junta de Andalucía, sino que suministran el importe global de euros que para cada programa operativo gestiona la Junta de Andalucía, la Administración Central o ambas (sin tener en cuenta que parte de lo que gestiona la Junta de Andalucía procede de la Unión Europea y otra parte de ella misma, y lo mismo para el caso de la Administración Central). Para poder conocer, entonces, cuánto aporta cada administración a la financiación de un determinado programa o medida ha sido necesario utilizar las tasas de intervención o cofinanciación que se aplican por acción o eje, independientemente de cuál sea el órgano gestor o ejecutor.¹⁰ En los cuadros adjuntos aparecen «sombreadas» las columnas calculadas por nosotros a partir de dichas tasas o porcentajes, y en blanco las que proceden de la Administración Central y de la Dirección General de Fondos Europeos de la Junta de Andalucía¹¹.

¹⁰ Para el caso del FEDER, hemos tomado una tasa del 62,5% para el eje 1 y 3, una tasa del 72,5 % para los ejes 2, 4, 5 y 7, del 75% para el eje 8 y del 63,5% aproximadamente para el eje 6. En el caso del FEOGA-O, se ha utilizado una tasa única del 75%. Para el FSE el 72,5% para los ejes 2 y 4, y del 75% para el eje 8. Finalmente, el IFOP cofinancia el eje 5 en un porcentaje del 73,5% (Dirección General de Fondos Europeos, 2000).

¹¹ Excepto en el caso del Programa Operativo de Desarrollo y Diversificación Económica de Zonas Rurales (parte relativa al FEOGA-O), en donde lo que financia cada Administración de forma específica, es lo que nos ha sido suministrado, mientras que la cuantía de fondos estructurales que gestiona cada Administración ni disponemos de ella, ni hemos podido calcularla a partir de las tasas de cofinanciación por ejes y fondos (cálculos aproximativos reflejan que las tasas de intervención programadas en el PDR 00-06 parecen ser superiores a las realmente aplicadas).

Programas operativos financiados por el FEDER**Cuadro 1.** Programa Operativo de Andalucía⁽¹⁾

<i>EJE</i> ¹²	<i>J.A.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>JA</i>	<i>A.C.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>AC</i>	<i>UE TOT</i>
Eje 1: Integración y articulación territorial	847,80	540,06	307,74	1741,75	1015,81	725,94	1555,87
Eje 2: Desarrollo del tejido económico.	218,87	150,00	68,87	71,90	49,42	22,48	199,42
Eje 3: Turismo	203,51	105,53	97,98	20,95	13,30	7,65	118,83
Eje 5: Pesca	0,00	0,00	0,00	6,93	4,18	2,75	4,18
Eje 6: Infraestruct. de apoyo a las act.ec.	813,60	521,62	291,98	1024,37	673,22	351,15	1194,84
Eje 7: Valorización de recursos humanos	295,71	199,51	96,20	42,22	31,93	10,29	231,44
Eje 8: Asist. Técnica, acomp. e información	20,20	15,01	5,19	0,00	0,00	0,00	15,01
Total	2399,69	1531,7	867,99	2908,12	1787,87	1120,27	3319,57

(1) En el programa Operativo de Andalucía financiado por el FEDER no incluimos la cuantía que gestiona la Administración Local.

Nota 1: Los ejes que en cada programa operativo no figuran es que no reciben fondos dentro de dicho programa.

Nota 2: UE: Unión Europea; AC: Administración Central; JA: Junta de Andalucía; AC (GEST): gestión o programación de la Administración Central; J.A (GEST): programación o gestión correspondiente a la Junta de Andalucía; UE TOT: ayuda total de la Unión Europea.

Fuente: Dirección General de Fondos Europeos de la Junta de Andalucía (2000, 2001, 2002), Dirección General de Fondos Europeos y Financiación Territorial del Ministerio de Hacienda (2000) y elaboración propia a partir de los datos proporcionados por dichas fuentes.

Cuadro 2. Programa Pyme Sevilla

<i>EJE</i>	<i>A.L.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>AL</i>
Eje 2: Desarrollo del tejido económico	57,47	41,71	15,76
Eje 8: Asist. técnica, acomp. e información	0,88	0,66	0,22
Total	58,35	42,37	15,98

Nota 1: Los ejes que en cada programa operativo no figuran es que no reciben fondos dentro de dicho programa.

Nota 2: UE: Unión Europea; AC: Administración Central; JA: Junta de Andalucía; AC (GEST): gestión o programación de la Administración Central; J.A (GEST): programación o gestión correspondiente a la Junta de Andalucía; UE TOT: ayuda total de la Unión Europea.

Fuente: Dirección General de Fondos Europeos de la Junta de Andalucía (2000, 2001, 2002), Dirección General de Fondos Europeos y Financiación Territorial del Ministerio de Hacienda (2000) y elaboración propia a partir de los datos proporcionados por dichas fuentes.

¹² Los ejes son: eje 1: integración y articulación territorial; eje 2: desarrollo del tejido económico; eje 3: Turismo; eje 4: Agricultura/Desarrollo rural; eje 5: Pesca; eje 6: infraestructuras de apoyo a la actividad económica; eje 7: Valorización de recursos humanos; eje 8: Asistencia técnica, acompañamiento e información.

98 Sosvilla, S. y Murillo, E.

Cuadro 3. Programa Operativo Doñana II Fase

<i>EJE</i>	<i>J.A.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>JA</i>	<i>A.C.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>AC</i>	<i>UE TOT</i>
Eje 2: Desarrollo del tejido económico	3,74	2,70	1,04	0,00	0,00	0,00	2,70
Eje 3: Turismo	6,75	3,90	2,85	1,54	1,04	0,50	4,94
Eje 6: Infraestruct. De apoyo a las act.ec.	19,32	10,28	9,04	18,42	15,81	2,61	26,09
Eje 7: Valorización de recursos humanos	7,46	5,41	2,05	0,00	0,00	0,00	5,41
Eje 8: Asist. Técnica, acomp. e información	2,09	1,47	0,62	0,00	0,00	0,00	1,47
Total	39,36	23,76	15,60	19,96	16,85	3,11	40,61

Nota 1: Los ejes que en cada programa operativo no figuran es que no reciben fondos dentro de dicho programa.

Nota 2: UE: Unión Europea; AC: Administración Central; JA: Junta de Andalucía; AC (GEST): gestión o programación de la Administración Central; J.A (GEST): programación o gestión correspondiente a la Junta de Andalucía; UE TOT: ayuda total de la Unión Europea.

Fuente: Dirección General de Fondos Europeos de la Junta de Andalucía (2000, 2001, 2002), Dirección General de Fondos Europeos y Financiación Territorial del Ministerio de Hacienda (2000) y elaboración propia a partir de los datos proporcionados por dichas fuentes.

Cuadro 4. Subvención global de Andalucía

<i>EJE</i>	<i>J.A.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>JA</i>
Eje 2: Desarrollo del tejido económico.	313,83	222,46	91,37
Eje 8: Asist. Técnica, acomp. e información	2,74	1,94	0,80
Total	316,57	224,4	92,17

Nota 1: Los ejes que en cada programa operativo no figuran es que no reciben fondos dentro de dicho programa.

Nota 2: UE: Unión Europea; AC: Administración Central; JA: Junta de Andalucía; AC (GEST): gestión o programación de la Administración Central; J.A (GEST): programación o gestión correspondiente a la Junta de Andalucía; UE TOT: ayuda total de la Unión Europea.

Fuente: Dirección General de Fondos Europeos de la Junta de Andalucía (2000, 2001, 2002), Dirección General de Fondos Europeos y Financiación Territorial del Ministerio de Hacienda (2000) y elaboración propia a partir de los datos proporcionados por dichas fuentes.

Cuadro 5. Financiación Extraordinaria

<i>EJE</i>	<i>J.A.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>JA</i>	<i>A.C.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>AC</i>	<i>UE TOT</i>
Eje 1: Integración y articulación territorial	98,44	63,03	35,41	0,00	0,00	0,00	63,03
Eje 6: Infraestruct. De apoyo a las act.ec.	7,63	5,78	1,85	79,00	39,53	39,47	45,31
Total	106,07	68,81	37,26	79,00	39,53	39,47	108,34

Nota 1: Los ejes que en cada programa operativo no figuran es que no reciben fondos dentro de dicho programa.

Nota 2: UE: Unión Europea; AC: Administración Central; JA: Junta de Andalucía; AC (GEST): gestión o programación de la Administración Central; J.A (GEST): programación o gestión correspondiente a la Junta de Andalucía; UE TOT: ayuda total de la Unión Europea.

Fuente: Dirección General de Fondos Europeos de la Junta de Andalucía (2000, 2001, 2002), Dirección General de Fondos Europeos y Financiación Territorial del Ministerio de Hacienda (2000) y elaboración propia a partir de los datos proporcionados por dichas fuentes.

Efectos de oferta sobre la economía andaluza de las ayudas procedentes de los fondos... 99

Cuadro 6. Programa Operativo de Desarrollo y Diversificación Económica de Zonas Rurales (2)

<i>EJE</i>	<i>J.A.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>JA</i>	<i>A.L.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>AL</i>	<i>UE TOT</i>
Eje 4: Agricultura/Desarrollo rural	13,10	9,50	4,00	13,10	9,50	4,00	19,00
Total	13,10	9,50	4,00	13,10	9,50	4,00	19,00

Nota 1: Los ejes que en cada programa operativo no figuran es que no reciben fondos dentro de dicho programa.

Nota 2: UE: Unión Europea; AC: Administración Central; JA: Junta de Andalucía; AC (GEST): gestión o programación de la Administración Central; J.A (GEST): programación o gestión correspondiente a la Junta de Andalucía; UE TOT: ayuda total de la Unión Europea.

Fuente: Dirección General de Fondos Europeos de la Junta de Andalucía (00, 01, 02), Dirección General de Fondos Europeos y Financiación Territorial del Ministerio de Hacienda (00) y elaboración propia a partir de los datos proporcionados por dichas fuentes.

Programas operativos financiados por el FEOGA-O**Cuadro 7.** Programa Operativo de Agricultura y Desarrollo Rural

<i>EJE</i>	<i>J.A.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>JA</i>	<i>A.C.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>AC</i>	<i>UE TOT</i>
Eje 4: Agricultura/Desarrollo rural	389,65	294,19	95,46	0,00	79,70	25,85	373,89
Total	389,65	294,19	95,46	105,55	79,70	25,85	373,89

Nota 1: Los ejes que en cada programa operativo no figuran es que no reciben fondos dentro de dicho programa.

Nota 2: UE: Unión Europea; AC: Administración Central; JA: Junta de Andalucía; AC (GEST): gestión o programación de la Administración Central; J.A (GEST): programación o gestión correspondiente a la Junta de Andalucía; UE TOT: ayuda total de la Unión Europea.

Fuente: Dirección General de Fondos Europeos de la Junta de Andalucía (2000, 2001, 2002), Dirección General de Fondos Europeos y Financiación Territorial del Ministerio de Hacienda (2000) y elaboración propia a partir de los datos proporcionados por dichas fuentes.

Cuadro 8. Programa Operativo de Industrias Agroalimentarias

<i>EJE</i>	<i>J.A.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>JA</i>	<i>A.C.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>AC</i>	<i>UE TOT</i>
Eje 2: Desarrollo del tejido económico	426,67	304,45	122,22	113,83	82,53	31,30	386,98
Total	426,67	304,45	122,22	113,83	82,53	31,30	386,98

Nota 1: Los ejes que en cada programa operativo no figuran es que no reciben fondos dentro de dicho programa.

Nota 2: UE: Unión Europea; AC: Administración Central; JA: Junta de Andalucía; AC (GEST): gestión o programación de la Administración Central; J.A (GEST): programación o gestión correspondiente a la Junta de Andalucía; UE TOT: ayuda total de la Unión Europea.

Fuente: Dirección General de Fondos Europeos de la Junta de Andalucía (00, 01, 02), Dirección General de Fondos Europeos y Financiación Territorial del Ministerio de Hacienda (00) y elaboración propia a partir de los datos proporcionados por dichas fuentes.

100 Sosvilla, S. y Murillo, E.

Cuadro 9. Programa Operativo de Desarrollo y Diversificación Económica de Zonas Rurales (2)

<i>EJE</i>	<i>J.A.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>JA</i>	<i>A.C.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>AC</i>	<i>UE TOT</i>
Eje 4: Agricultura/Desarrollo rural	0,00	0,00	8,52	0,00	0,00	5,10	48,36
Total	0,00	0,00	8,52	0,00	0,00	5,10	48,36

(2) En el Programa Operativo de Desarrollo y Diversificación Económica de las Zonas Rurales, cuando la ayuda europea procede del FEDER participan en su gestión la Junta de Andalucía y la Administración Local; pero si la financiación europea procede del FEOGA-O la gestión corresponde a la Junta de Andalucía y a la Administración Central (en este último caso no disponemos de información diferenciada de la cuantía del FEOGA-O que gestiona cada una de las Administraciones por separado).

Nota 1: Los ejes que en cada programa operativo no figuran es que no reciben fondos dentro de dicho programa.
 Nota 2: UE: Unión Europea; AC: Administración Central; JA: Junta de Andalucía; AC (GEST): gestión o programación de la Administración Central; JA (GEST): programación o gestión correspondiente a la Junta de Andalucía; UE TOT: ayuda total de la Unión Europea.

Fuente: Dirección General de Fondos Europeos de la Junta de Andalucía (2000, 2001, 2002), Dirección General de Fondos Europeos y Financiación Territorial del Ministerio de Hacienda (2000) y elaboración propia a partir de los datos proporcionados por dichas fuentes.

Programas operativos financiados por el FSE

Cuadro 10. Programa Operativo de Valorización de Recursos Humanos

<i>EJE</i>	<i>J.A.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>JA</i>
Eje 6: Infraestruct. de apoyo a las act.ec.	3,31	2,69	0,62
Eje 7: Valorización de recursos humanos	486,95	360,84	126,11
Total	490,26	363,53	126,73

Nota 1: Los ejes que en cada programa operativo no figuran es que no reciben fondos dentro de dicho programa.
 Nota 2: UE: Unión Europea; AC: Administración Central; JA: Junta de Andalucía; AC (GEST): gestión o programación de la Administración Central; JA (GEST): programación o gestión correspondiente a la Junta de Andalucía; UE TOT: ayuda total de la Unión Europea.

Fuente: Dirección General de Fondos Europeos de la Junta de Andalucía (2000, 2001, 2002), Dirección General de Fondos Europeos y Financiación Territorial del Ministerio de Hacienda (2000) y elaboración propia a partir de los datos proporcionados por dichas fuentes.

Programas operativos financiados por el IFOP

Cuadro 11. Programa Operativo de IFOP (3)

<i>EJE</i>	<i>J.A.(GEST)</i>	<i>UE</i>	<i>JA</i>
Eje 5: Pesca	210,97	155,06	55,91
Total	210,97	155,06	55,91

Nota 1: Los ejes que en cada programa operativo no figuran es que no reciben fondos dentro de dicho programa.
 Nota 2: UE: Unión Europea; AC: Administración Central; JA: Junta de Andalucía; AC (GEST): gestión o programación de la Administración Central; JA (GEST): programación o gestión correspondiente a la Junta de Andalucía; UE TOT: ayuda total de la Unión Europea.

Fuente: Dirección General de Fondos Europeos de la Junta de Andalucía (2000, 2001, 2002), Dirección General de Fondos Europeos y Financiación Territorial del Ministerio de Hacienda (2000) y elaboración propia a partir de los datos proporcionados por dichas fuentes.

3. Marco analítico y metodología econométrica

En el plano teórico, la relación existente entre crecimiento económico e infraestructuras públicas fue examinada inicialmente por Arrow y Kurz (1970), si bien no recibió un tratamiento cuantitativo hasta el trabajo de Ratner (1983), en el que se evaluó dicha relación para el caso estadounidense [véase Gramlich (1994) para una visión panorámica de la literatura en esta área].

El papel de las infraestructuras también se ha analizado en el marco de los denominados modelos de crecimiento endógeno. Por ejemplo, Barro (1990) considera el gasto público en infraestructuras sociales como un factor de producción, concluyendo que la tasa de crecimiento en estado estacionario aumenta a medida que crece la participación de la inversión en infraestructuras en la renta nacional. Este modelo fue posteriormente ampliado en Futagami *et al.* (1993) con el fin de estudiar las dinámicas de transición al estado estacionario. Asimismo, Aschauer (1993) desarrolla un modelo de crecimiento endógeno que contempla el capital público como un factor de producción adicional, utilizando dicho modelo para explicar las diferencias en las tasas de crecimiento regionales.

Por otra parte, la relación entre infraestructuras públicas y actividad económica también ha sido abordada desde la óptica de los modelos de política fiscal óptima. Así, por ejemplo, Jones *et al.* (1997) y Cassou y Lansing (1998) examinan la estructura fiscal que maximizaría el bienestar en un modelo de crecimiento endógeno con capital humano y capital público.

La idea básica subyacente en este tipo de trabajos consiste en que la inversión pública en infraestructuras puede afectar positivamente la productividad de los factores privados y, por consiguiente, estimular la inversión y la producción privadas. En efecto, mediante la generación de economías externas y la consiguiente reducción en los costes de producción en las diferentes actividades, la provisión de capital público desempeña un papel fundamental a la hora de establecer las bases para un crecimiento sostenido y equilibrado.

Esta relación entre el capital público y la productividad de los factores privados de producción se conoce en la literatura económica como «hipótesis de Aschauer», por ser formulada originariamente en el artículo pionero de Aschauer (1989) [véase Draper y Herce (1994) o Sosvilla Rivero y Herce (2001) para una revisión de la literatura]. Dicha hipótesis establece que el capital público en general, y las infraestructuras en particular, ejercen un efecto positivo sobre la productividad de los factores privados de producción. Se trata claramente de un efecto de oferta que se traduce en un aumento de la producción real de la economía en cuestión a largo plazo y su medición se realiza a través de la estimación econométrica de las elasticidades de una función de producción ampliada en la que junto a los inputs privados aparece el capital público. Los coeficientes estimados reflejan dan una medida de los efectos de las infraestructuras durante la fase de disfrute y funcionamiento de las mismas, pero no durante su fase de realización.

En la literatura sobre la contribución del capital público en infraestructuras al crecimiento de la productividad ha predominado el enfoque basado en funciones de

producción, para contrastar la hipótesis de Aschauer, frente al que utiliza funciones de costes.

Como es bien sabido, existen algunos bienes y servicios para los que el sector privado tiende a proporcionar una oferta inferior a la deseada por la sociedad. Ello es particularmente cierto en presencia de fallos de mercado, que dan lugar a asignaciones de recursos que no son eficientes en el sentido de Pareto. Estas situaciones, así como otras que pueden conducir a resultados que se considerasen socialmente indeseables (como, por ejemplo, una distribución desigual de la renta), llevarían a justificar la intervención del sector público en una economía de mercado [véase Stiglitz (2000) para una discusión detallada].

3.1. Efectos sobre la producción

Puesto que los servicios públicos generan economías externas y, en consecuencia, menores costes productivos, podemos afirmar, siguiendo a Arrow y Kurz (1970), que la producción en el sector privado vendría afectada directamente por aquellos servicios proporcionados por las infraestructuras públicas, que se aproximan habitualmente por volumen al capital público. De este modo, el punto de partida de nuestro análisis viene dado por una sencilla función de producción agregada para el sector privado de la economía, en la que el capital de propiedad pública aparece como un factor de producción diferente del capital de propiedad privada:

$$Y = A F(K, KG, N), \quad [1]$$

donde Y es el nivel de producción privada, A es un índice de progreso técnico, K es el volumen de capital privado, KG es el volumen de capital público, y N es el trabajo.

Por simplicidad, suponemos que la tecnología es del tipo Cobb-Douglas:

$$Y = A K^{\alpha_1} KG^{\alpha_2} N^{\alpha_3} \quad [2]$$

de manera que si en esta última expresión tomamos logaritmos y representamos por letras minúsculas el logaritmo de su correspondiente mayúscula, obtenemos:

$$y = a + \alpha_1 k + \alpha_2 kg + \alpha_3 n \quad [3]$$

Siguiendo a Aschauer (1989), podemos considerar dos posibilidades. Por una parte, la función $F(\bullet)$ en [1] podría presentar rendimientos constantes a escala con respecto a los factores productivos privados, capital y trabajo, o lo que sería lo mismo, rendimientos crecientes a escala con respecto al conjunto total de factores (esto es, $\alpha_1 + \alpha_3 = 1$, y $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 > 1$, respectivamente), pudiéndose entonces expresar nuestra relación de la manera siguiente:

$$(y - k) = a + \alpha_2 kg + \alpha_3 (n - k) \quad [4]$$

Por otra parte, la función $F(\bullet)$ podría presentar rendimientos constantes a escala con respecto a todos los factores, lo que implicaría la presencia de rendimientos decrecientes a escala para los factores productivos privados (esto es, $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$, y $\alpha_1 + \alpha_3 < 1$, respectivamente), por lo que la función de producción [3] podría expresarse alternativamente como:

$$(y - k) = a + \alpha_2 (kg - k) + \alpha_3 (n - k) \quad [5]$$

Obsérvese que las dos ecuaciones [4] y [5] son casos particulares de la siguiente especificación más general:

$$(y - k) = a + \alpha'_1 k + \alpha_2 kg + \alpha_3 (n - k) \quad [6]$$

donde $\alpha'_1 = (\alpha_1 + \alpha_3 - 1)$. La ecuación [6] constituye la base para nuestro análisis empírico: si el coeficiente estimado para α_2 fuese positivo y estadísticamente significativo, entonces el stock de capital público presentaría una externalidad positiva, por lo que la acumulación de capital público mejoraría la productividad del capital privado.

Como puede verse en la ecuación [6], si el coeficiente estimado para α'_1 no fuese significativamente distinto de cero, no se rechazaría la hipótesis de rendimientos crecientes a escala para el conjunto de factores, siendo [4] la ecuación relevante en este caso. Por el contrario, si el coeficiente estimado para α'_1 no fuese significativamente distinto al estimado para α_2 con el signo opuesto (esto es, $\alpha'_1 = -\alpha_2$), entonces no se rechazaría la hipótesis de rendimientos constantes a escala para la totalidad de factores, debiéndose estimar entonces la ecuación [5].

Estimaciones previas de la ecuación [6] sugieren que el coeficiente estimado para el stock de capital privado es significativamente distinto de cero, por lo que se rechazaría la hipótesis de rendimientos crecientes a escala para la totalidad de factores. Por otra parte, un contraste de Wald sobre la hipótesis $\alpha'_1 = -\alpha_2$, indicando que no podemos rechazar la presencia de rendimientos constantes a escala, es lo que nos lleva a estimar la ecuación [5].

3.2. Efectos sobre el empleo

Bajo condiciones de competencia perfecta y ausencia de costes de ajuste, las empresas elegirán el nivel de empleo de forma que el producto marginal de este factor sea igual al salario real (W). Diferenciando la función de producción (2) con respecto al empleo e igualando el resultado al salario real, se obtiene la condición:

$$\partial Y / \partial N = A \alpha_3 K^{\alpha_1} K G^{\alpha_2} N^{\alpha_3 - 1} = W \quad [7]$$

Que implícitamente define una función de demanda de trabajo. Despejando el nivel de empleo se llega a:

104 Sosvilla, S. y Murillo, E.

$$N = \left[\frac{A\alpha_3 K^{\alpha_1} KG^{\alpha_2}}{W} \right]^{1/(1-\alpha_3)} \quad [8]$$

y, tomando logaritmos, tenemos:

$$n = \frac{1}{(1-\alpha_3)} [\alpha + \ln \alpha_3 + \alpha_1 k + \alpha_2 kg - w] \quad [9]$$

Dado que la ecuación de producción relevante ha resultado ser la expresión (5), diferenciando dicha función con respecto al empleo e igualando el resultado al salario real, se obtiene la siguiente función de demanda de trabajo (expresada en logaritmos):

$$(n - k) = \delta_1 + \delta_2 (kg - k) - \delta_3 w \quad [10]$$

$$\text{donde: } \delta_1 = \frac{\alpha + \ln \alpha_3}{(1-\alpha_3)}, \quad \delta_2 = \frac{\alpha_2}{(1-\alpha_3)} \quad \text{y} \quad \delta_3 = \frac{1}{(1-\alpha_3)}$$

3.3. Metodología econométrica

La ecuación [5] postula una relación tecnológica de largo plazo entre el nivel de producción, el stock de capital privado, el stock de capital público y el trabajo empleado, mientras que la ecuación [10] establece una relación económica a largo plazo entre trabajo empleado y el stock de capital privado, el stock de capital público y el salario real. Dichas relaciones pueden estimarse a partir de series temporales suficientemente largas por medio de técnicas econométricas de cointegración. En este trabajo utilizaremos el procedimiento de contraste con bandas, propuesto por Pesaran y Shin (1999) y Pesaran, Shin y Smith (2001). Dicho procedimiento presenta al menos tres ventajas importantes frente a los dos enfoques alternativos habitualmente empleados en la literatura empírica: el procedimiento uniecuacional de Engle y Granger y el método de Johansen basado en un sistema de ecuaciones. En primer lugar, ambos enfoques requieren que las variables objeto de estudio sean integradas de orden 1, lo que inevitablemente conlleva un proceso previo de contrastes sobre el orden de integrabilidad de las series que puede introducir un cierto grado de incertidumbre en el análisis de las relaciones a largo plazo. Sin embargo, el procedimiento de contraste con bandas permite el estudio de relaciones a largo plazo entre variables, independientemente de que éstas sean integradas de orden 0 [I(0)], de orden 1 [I(1)] o mutuamente cointegradas, evitando por tanto algunas de las dificultades habituales a las que se enfrenta el análisis empírico de las series temporales, tales como la falta de potencia de los contrastes de raíces unitarias y las dudas sobre el orden de integrabilidad de las variables examinadas. En segundo lugar, este procedimiento de contraste con bandas permite distinguir entre variable dependiente y variables explicativas, por lo que posee una evidente ventaja frente al método propuesto por Engle y Granger, al tiempo que, al igual que el enfoque de Johansen, hace posible la estimación simultánea de los componentes de corto y largo plazo, eliminando los problemas asociados con variables omitidas y pre-

sencia de autocorrelación. Este aspecto es especialmente relevante ya que, como señalan Hulten y Schwab (1993), el hecho de que una función de producción sea posiblemente parte de un sistema de ecuaciones más amplio en el cual tanto la producción como los factores productivos se determinen endógenamente, puede generar a algún tipo de sesgo de simultaneidad. Por último, mientras que los resultados de la estimación obtenidos por los métodos de Engle y Granger o de Johansen no son robustos en muestras pequeñas, Pesaran y Shin (1999) demuestran que los parámetros de corto plazo estimados por su procedimiento son \sqrt{T} -consistentes y que los parámetros de largo plazo son super-consistentes en muestras pequeñas¹³.

En nuestro caso particular, dado que la ecuación [5] sugiere la existencia de una relación tecnológica de largo plazo entre $(y-k)$, $(kg-k)$ y $(n-k)$, la aplicación del procedimiento propuesto se basa en la estimación de los siguientes modelos de corrección del error no restringidos, en los que se considera sucesivamente cada una de estas variables como variable dependiente:

$$\Delta x_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta(y-k)_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{2i} \Delta(kg-k)_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{3i} \Delta(n-k)_{t-i} + a_4 t + a_5 (y-k)_{t-1} + a_6 (kg-k)_{t-1} + a_7 (n-k)_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad [11]$$

donde x_t es $(y-k)_t$, $(kg-k)_t$ o $(n-k)_t$, y representa el operador de primeras diferencias. Para determinar la existencia de la relación de largo plazo entre las variables, Pesaran, Shin y Smith (2001) proponen dos contrastes alternativos. Por una parte, un estadístico F que contrasta la significación conjunta del primer retardo de las variables en niveles empleadas en el análisis [$(y-k)_{t-1}$, $(kg-k)_{t-1}$, $(n-k)_{t-1}$]. Por otra parte, un estadístico t que contrasta la significatividad individual de la variable dependiente en niveles retardada (x_{t-1}).

Para contrastar la hipótesis nula de no existencia de una relación de largo plazo con el nivel de producción como variable dependiente [$x_t = (y-k)_t$], se utilizan varios estadísticos F que representamos como $F(y/k, n)$. De forma similar, se definen los estadísticos $F(k/y, n)$ y $F(n/y, k)$ para los casos en los que la variable dependiente es el stock de capital físico y el trabajo empleado {ecuación [11] con $x_t = (kg-k)_t$ y $(n-k)_t$, respectivamente}. Adicionalmente, se pueden utilizar estadísticos t para contrastar la hipótesis nula en el modelo de corrección del error no restringido utilizando el nivel de producción como variable dependiente [$x_t = (y-k)_t$ en [11]] con y sin tendencia determinística respectivamente. Estadísticos similares se calculan para los casos en los que la variable dependiente sea el stock de capital y el trabajo empleado {en ecuación [11] con $x_t = (kg-k)_t$ y en ecuación [11] con $x_t = (n-k)_t$, respectivamente}.

Pesaran, Shin y Smith (2001) proporcionan un conjunto de valores críticos suponiendo, en primer lugar, que las variables objeto de estudio son $I(1)$ y, en segundo lugar, que dichas variables son $I(0)$. Estos autores proponen un procedimiento de contraste con bandas, de tal forma que, si el estadístico F o el estadístico t se encuentran fuera de la banda de valores críticos, se puede extraer una conclusión acerca de la existencia o no de una relación a largo plazo entre las variables en niveles sin necesi-

¹³ Hakkio y Rush (1991) sugieren utilizar muestras que comprendan entre 70 y 120 años para los procedimientos convencionales de contrastes de cointegración.

dad de conocer previamente el orden de integración de las series examinadas. Sin embargo, si los mencionados estadísticos se encuentran dentro de las bandas de valores críticos establecidos, no se puede extraer ninguna conclusión sin antes analizar el orden de integración de las series utilizadas.

En particular, si el análisis empírico muestra que los valores estimados para los estadísticos $F(y/k, n)$ y $t(y/k, n)$ son mayores que la banda superior de valores críticos, mientras que los valores estimados para los estadísticos $F(k/y, n)$, $F(n/y, k)$, $t(y/k, n)$ y $t(k/y, n)$ son menores que la banda inferior de valores críticos, ello sugeriría la existencia de una relación única de largo plazo en la que el nivel de producción sería la variable dependiente y el stock de capital privado, el stock de capital público y el trabajo empleado constituirían variables independientes.

En cuanto a la ecuación [10], el análisis empírico se basa en la estimación de los siguientes modelos de corrección del error no restringidos, en los que se considera sucesivamente distintas variables como variable dependiente:

$$\begin{aligned} \Delta z_t = & b_0 + \sum_{i=1}^p b_{1i} \Delta(n-k)_{t-i} + \sum_{i=0}^p b_{2i} \Delta(kg-k)_{t-i} + \sum_{i=0}^p b_{3i} \Delta w_{t-i} + \\ & + b_4 t + b_5 (n-k)_{t-1} + b_6 (kg-k)_{t-1} + b_7 w_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad [12]$$

donde z_t es $(n-k)_t$, $(kg-k)_t$ o w_t . Para contrastar la hipótesis nula de no existencia de una relación de largo plazo con el trabajo empleado como variable dependiente [$x_t = (n-k)_t$], se utilizan varios estadísticos F que representamos como $F(n-k, w)$. De forma similar, se definen los estadísticos $F(k/n, w)$ y $F(w/n, k)$ para los casos en los que la variable dependiente es el stock de capital físico o el salario real {ecuación [12] con $z_t = (kg-k)_t$ y w_t , respectivamente}. Asimismo, empleamos los estadísticos t para contrastar la hipótesis nula $b_5 = 0$ en el modelo de corrección del error no restringido utilizando el nivel de empleo como variable dependiente [$z_t = (n-k)_t$ en [12]] con y sin tendencia determinística respectivamente, calculando estadísticos similares para los casos en los que la variable dependiente es el stock de capital y el salario real [$b_6 = 0$ en ecuación [12] con $z_t = (kg-k)_t$ y $b_7 = 0$ en ecuación [12] con $z_t = w_t$, respectivamente].

4. Datos y resultados empíricos¹⁴

El análisis empírico se realiza mediante la aplicación de técnicas econométricas de series temporales a partir de datos anuales correspondientes a la economía andaluza y sus provincias que cubren el período 1964-2001.

Las series utilizadas son las siguientes:¹⁵

y = Valor Añadido Bruto a coste de los factores relativo al total de ramas productivas de la economía (VABcf)¹⁶.

¹⁴ En esta sección hemos utilizado los programas Eviews 5.0 y Coint.

¹⁵ Todas las series utilizadas en el análisis están expresadas en logaritmos (por eso aparecen en letras minúsculas).

¹⁶ A diferencia del modelo teórico, en la aplicación empírica la «producción» se sustituye por el VAB a coste de los factores relativo al total de ramas productivas de la economía.

k = stock de capital privado.

kg = stock de capital público (carreteras, puertos, aeropuertos, ferrocarriles e infraestructuras hidráulicas fundamentalmente).

n = empleos totales en el sector privado.

Los datos proceden de la Fundación BBVA-IVIE¹⁷ y, excepto n (que viene dada en miles de personas), se expresan en millones de euros de 1999¹⁸. Respecto al salario real, se ha utilizado como variable aproximativa el coste salarial andaluz¹⁹ deflactado por un Índice de Precios de Consumo de Andalucía modificado para que el año base fuese 1999.

Aunque la metodología econométrica utilizada permite la estimación de una relación a largo plazo sin conocer con certeza si los regresores son variables $I(0)$ ó $I(1)$, necesitamos asegurarnos de que la variable dependiente es $I(1)$ y que ninguna variable utilizada en el análisis es $I(d)$, con $d \geq 2$. Para ello, empleamos los contrastes no paramétricos de raíces unitarias propuestos por Phillips y Perron (1988) que, como es bien sabido, realizan correcciones no paramétricas para controlar la posible existencia de autocorrelación en las perturbaciones, imponiendo de esta forma condiciones más generales sobre la secuencia de la perturbación que los contemplados en los contrastes clásicos de Dickey y Fuller (1979).

Cuadro 12. Contraste de raíces unitarias ^{(1) (2)}

A) Primeras diferencias de las variables						
	$\Delta(y - k)$	$\Delta(kg - k)$	$\Delta(n - k)$	$\Delta(w)$	$\Delta(kg)$	$\Delta(k)$
τ_τ	-3,786**	-4,049**	-4,150**	-3,718**	-3,8369**	-3,769**
τ_μ	-3,588**	-3,067**	-3,557**	-3,045**	-3,339**	-3,421**
τ	-2,751***	-2,046**	-2,491**	-2,350**	-2,951**	-3,140**
B) Niveles de las variables						
	$(y - k)$	$(kg - k)$	$(n - k)$	w	kg	k
τ_τ	-1,215	-1,457	-1,156	-1,212	-1,596	-1,634
τ_μ	-0,906	-0,790	-0,982	-1,051	-1,314	-1,381
τ	-0,613	-0,541	-0,818	-0,973	-1,053	-1,072

(1) τ_τ , τ_μ y τ hacen referencia a los valores del contraste de Phillips y Perron con constante y tendencia, con constante y sin constante, respectivamente.

(2) Todas las variables están expresadas en logaritmos.

*, ** y *** representan, respectivamente, significatividad al 10%, 5% y 1%, utilizando los valores críticos de MacKinnon (1991).

¹⁷ En el caso del VAB a c.f. se estudió la posibilidad de utilizar los datos de Contabilidad Regional. Esta serie de datos partía del año 1980, y llegaba hasta el 2000; pero había que enlazar la misma porque al menos para 1986 y para 1995 los cambios metodológicos mostraban dos valores distintos para cada uno de estos dos años y para el total de provincias andaluzas. Calculando las tasas de crecimiento de un año a otro, obtuvimos una serie enlazada para todas las provincias andaluzas de 1980 a 2000; pero, nos faltaban 16 años para completar nuestra serie, de ahí la elección de los datos de VAB a c.f. del total de sectores productivos de la Economía para el período 1964-2001 de la fuente BBVA-IVIE. No obstante, realizando una comparación entre ambas fuentes, la tasa de crecimiento interanual era muy similar, para el tramo de la serie en el que contábamos con las dos fuentes, INE-Contabilidad Regional y BBVA-IVIE.

¹⁸ Utilizando el deflactor implícito del VAB para Andalucía (BBVA, 2000)

¹⁹ Fuente: BBVA (2000), Renta Nacional de España y su distribución provincial.

El Cuadro 12 ofrece los resultados de estos contrastes, que sugieren que la hipótesis nula de que las variables contienen una raíz unitaria no puede rechazarse en ningún caso a los niveles usuales de significatividad. Asimismo, la existencia de una segunda raíz unitaria se rechaza para todas las series estudiadas.

4.1. Existencia relaciones de largo plazo

Para examinar la existencia de una relación a largo plazo como la propuesta por la función de producción ampliada con capital público [5] a partir de los contrastes de cointegración con bandas propuestos por Pesaran, Shin y Smith (2001), es crucial elegir adecuadamente la longitud de desfases p en la expresión [11], así como determinar si se incluye o no una tendencia temporal. Estimamos la ecuación [11] para las tres posibles variables dependientes $[(y - k)_t, (kg - k)_t, (n - k)_t]$ por mínimos cuadrados ordinarios con y sin tendencia temporal, para $p = 1, 2, \dots, 5$. El Cuadro 13 muestra

Cuadro 13. Estadísticos para la selección de la longitud de los desfases del modelo de corrección del error no restringido [11]

<i>A) Nivel de producción como variable dependiente $\{x_t = (y - k)_t$, en ecuación [11]</i>				
	<i>Con tendencia determinística</i>		<i>Sin tendencia determinística</i>	
<i>p</i>	<i>AIC</i>	<i>SBC</i>	<i>AIC</i>	<i>SBC</i>
1	-5,4567	-5,1012	-5,4876	-5,1766
2	-5,3387	-4,8449	-5,3457	-4,8967
3	-5,2155	-4,7086	-5,2391	-4,8046
4	-5,1489	-4,6702	-5,1094	-4,6575
5	-5,0555	-4,5864	-5,0448	-4,5650
<i>B) Stock de capital como variable dependiente $\{x_t = (kg - k)_t$, en ecuación [11]</i>				
	<i>Con tendencia determinística</i>		<i>Sin tendencia determinística</i>	
<i>p</i>	<i>AIC</i>	<i>SBC</i>	<i>AIC</i>	<i>SBC</i>
1	-5,2562	-4,8757	-5,1151	-4,8072
2	-5,3033	-4,8944	-5,4037	-4,9593
3	-5,3182	-4,9367	-5,4145	-4,9708
4	-5,2349	-4,4562	-5,2697	-4,5442
5	-5,1327	-4,3891	-5,1433	-4,4642
<i>C) Trabajo empleado como variable dependiente $\{x_t = (n - k)_t$, en ecuación [11]</i>				
	<i>Con tendencia determinística</i>		<i>Sin tendencia determinística</i>	
<i>p</i>	<i>AIC</i>	<i>SBC</i>	<i>AIC</i>	<i>SBC</i>
1	-5,2259	-4,8704	-5,2689	-4,9499
2	-5,1817	-4,6877	-5,1771	-4,6982
3	-5,2070	-4,5721	-5,1484	-4,5594
4	-5,1269	-4,3422	-5,1031	-4,3702
5	-4,9715	-4,0463	-5,0346	-4,1542

Nota: p representa la longitud de desfases en el modelo de corrección del error no restringido (11). AIC y SBC representan, respectivamente, los criterios de información de Akaike y bayesiano de Schwarz.

los resultados de evaluar el criterio de información de Akaike (AIC) y el criterio de información bayesiano de Schwarz (SBC). Como se observa en dicho cuadro, ambos grupos estadísticos coinciden al seleccionar $p = 1$, independientemente de que se incluya o no una tendencia determinística, excepto para el caso en el que el stock de capital aparezca como variable dependiente, para el que se selecciona un $p = 3$.

Por su parte, el Cuadro 14 presenta los estadísticos F y t para contrastar, la existencia de una relación de largo plazo en niveles como la postulada en la expresión [5] bajo diferentes escenarios. Estos valores se comparan con los valores críticos ofrecidos para cada caso en Pesaran, Shin y Smith (2001). Como se observa en el Panel A del Cuadro 14, los valores estimados para los estadísticos $F_{IV}(y/k, n)$, $F_V(y/k, n)$ y $F_{III}(y/k, n)$ se sitúan por encima del límite superior, lo que nos lleva a rechazar la hipótesis nula de la inexistencia de la relación a largo plazo con $(y-k)_t$ como variable dependiente, tal y como postula la ecuación [5]. Por su parte, los valores estimados para el resto de estadísticos $F_{IV}(k/y, n)$, $F_V(k/y, n)$, $F_{III}(k/y, n)$, $F_{IV}(n/y, k)$, $F_V(n/y, k)$ y

Cuadro 14. Estadísticos para el contraste de relación en niveles en el largo plazo a partir de la función de producción.

A) Nivel de producción como variable dependiente $\{x_t = (y - k)_t$, en ecuación [11]					
Con tendencia determinística			Sin tendencia determinística		
p	$F_{IV}(y/k, n)$	$F_V(y/k, n)$	$t_V(y/k, n)$	$F_{III}(y/k, n)$	$t_m(y/k, n)$
1	4,93 ^a	6,07 ^a	-3,99 ^a	4,97 ^a	-3,70 ^a
B) Stock de capital como variable dependiente $\{x_t = (kg - k)_t$, en ecuación [11]					
Con tendencia determinística			Sin tendencia determinística		
p	$F_{IV}(k/y, n)$	$F_V(k/y, n)$	$t_V(k/y, n)$	$F_{III}(k/y, n)$	$t_m(k/y, n)$
3	2,12 ^b	2,31 ^b	-2,69 ^b	2,31 ^b	-2,25 ^b
C) Trabajo empleado como variable dependiente $\{x_t = (n - k)_t$, en ecuación [11]					
Con tendencia determinística			Sin tendencia determinística		
p	$F_{IV}(n/y, k)$	$F_V(n/y, k)$	$t_V(n/y, k)$	$F_{III}(n/y, k)$	$t_m(n/y, k)$
1	2,94 ^c	2,63 ^c	-2,42 ^c	2,46 ^c	-2,19 ^c

Nota: $F_{IV}(y/k, n)$ es el estadístico F para contrastar $a_4 = a_5 = a_6 = a_7 = 0$ en el modelo de corrección del error no restringido con el nivel de producción como variable dependiente $\{x_t = (y - k)_t$, en ecuación [11]. $F_V(y/k, n)$ y $F_{III}(y/k, n)$ son, respectivamente, los estadísticos F para contrastar $a_5 = a_6 = a_7 = 0$ y $a_5 = a_6 = a_7 = 0$ (imponiendo que $a_4 = 0$) en dicho modelo de corrección del error no restringido. Por su parte, $t_V(y/k, n)$ y $t_{III}(y/k, n)$ son los estadísticos t para contrastar $a_5 = 0$ en el modelo de corrección del error no restringido con el nivel de producción como variable dependiente $\{x_t = (y - k)_t$, en ecuación [11] con y sin tendencia determinística respectivamente. De forma análoga, se define el resto de contrastes cuando la variable dependiente en [11] es $(kg - k)_t$ y $(n - k)_t$. Los valores críticos de los estadísticos F_{IV} , F_V y F_{III} para un nivel de significatividad del 5% y para dos variables explicativas son, respectivamente (3,88, 4,61), (4,87, 5,85) y (3,79, 4,85). Los correspondiente valores críticos de los estadístico t_V y t_{III} para un nivel de significatividad del 5% son (-3,41, -3,95) y (-2,86, -3,53).

^a indica que el estadístico se encuentra por encima del límite superior del 95% de confianza;

^b indica que el estadístico se encuentra entre los límites inferior y superior del 95% de confianza;

^c indica que el estadístico se encuentra por debajo del límite inferior del 95% de confianza.

$F_{III}(n/y,k)$ son menores que el límite inferior, por lo que no podemos rechazar las correspondientes hipótesis nulas de no existencia de relaciones de largo plazo. Respecto a los estadísticos t , se rechaza también la hipótesis nula de la inexistencia de la relación a largo plazo con el nivel de producto como variable dependiente (Panel A del Cuadro 14), mientras que no se rechaza dicha hipótesis cuando tomamos como variable dependiente $(kg-k)_t$ y $(n-k)_t$ (Paneles B y C del Cuadro 14, respectivamente).

Así pues, los resultados obtenidos, tomados conjuntamente, sugieren la existencia de una única relación de largo plazo en la que $(y-k)$ sería la variable dependiente, mientras que $(kg-k)$ y $(n-k)$ serían las variables independientes.

En cuanto a la existencia o no de una relación a largo plazo como la propuesta por la demanda de trabajo [10], y con el fin de guiarnos en la elección de la longitud de desfases p en modelo de corrección del error no restringido (12) y para determinar si se incluye o no una tendencia temporal, procedemos a estimar dicho modelo para las tres posibles variables dependientes $[(n-k)_t, (kg-k)_t$ y $w_t]$ por mínimos cuadrados

Cuadro 15. Estadísticos para la selección de la longitud de los desfases del modelo de corrección del error no restringido [12].

<i>A) Trabajo empleado como variable dependiente $\{z_t = (n-k)_t$, en ecuación [12]</i>				
<i>p</i>	<i>Con tendencia determinística</i>		<i>Sin tendencia determinística</i>	
	<i>AIC</i>	<i>SBC</i>	<i>AIC</i>	<i>SBC</i>
1	-5,4264	-5,0234	-5,3789	-4,9325
2	-5,3001	-4,7614	-5,2485	-4,6649
3	-5,2718	-4,5916	-5,2318	-4,5063
4	-5,0624	-4,2379	-5,1155	-4,2452
5	-4,9821	-4,1768	-5,0994	-4,1742
<i>B) Stock de capital como variable dependiente $\{z_t = (kg-k)_t$, en ecuación [12]</i>				
<i>p</i>	<i>Con tendencia determinística</i>		<i>Sin tendencia determinística</i>	
	<i>AIC</i>	<i>SBC</i>	<i>AIC</i>	<i>SBC</i>
1	-5,3672	-4,3930	-5,0620	-4,6621
2	-5,5514	-4,9678	-5,6728	-5,0341
3	-5,4630	-4,7375	-5,5215	-4,8413
4	-5,4255	-4,5552	-5,4720	-4,6475
5	-5,3150	-4,2320	-5,3294	-4,6079
<i>C) Salario como variable dependiente $\{z_t = w_t$, en ecuación [12]</i>				
<i>p</i>	<i>Con tendencia determinística</i>		<i>Sin tendencia determinística</i>	
	<i>AIC</i>	<i>SBC</i>	<i>AIC</i>	<i>SBC</i>
1	-5,4403	-4,9960	-5,4945	-5,0946
2	-5,3841	-4,8005	-5,3970	-4,8582
3	-5,2980	-4,7725	-5,2823	-4,8021
4	-5,1494	-4,5792	-5,1852	-4,4607
5	-5,0639	-4,3727	-5,0596	-4,2881

Nota: p representa la longitud de desfases en el modelo de corrección del error no restringido [12]. AIC y SBC representan, respectivamente, los criterios de información de Akaike y bayesiano de Schwarz.

ordinarios con y sin tendencia temporal, para $p = 1, 2, \dots, 5$. Los resultados de evaluar el AIC y el SBC se presentan en el Cuadro 15. En dicho cuadro se aprecia cómo ambos grupos estadísticos coinciden al seleccionar $p = 1$, independientemente de que se incluya o no una tendencia determinística, excepto para el caso en el que la variable $(kg - k)_t$ aparece como variable dependiente, para el que se selecciona un $p = 2$.

El Cuadro 16 presenta los para los estadísticos F y t para contrastar, la existencia de una relación de largo plazo en niveles como la postulada en la expresión [10] bajo diferentes escenarios. Como se observa en el Panel A, los valores estimados para los estadísticos $F_{IV}(n/k, w)$, $F_V(n/k, w)$ y $F_{III}(n/k, w)$ se sitúan por encima del límite superior, lo que implica que se debe rechazar la hipótesis nula de la inexistencia de la relación a largo plazo con $(n-k)_t$ como variable dependiente, tal y como establece la ecuación [10]. Asimismo, los valores estimados para el resto de estadísticos $F_{IV}(k/n, w)$, $F_V(k/n, w)$, $F_{III}(k/n, w)$, $F_{IV}(w/k, n)$, $F_V(w/k, n)$ y $F_{III}(w/k, n)$ son menores que el límite inferior, lo que nos lleva a que no rechazar las correspondientes hipótesis nulas de no

Cuadro 16. Estadísticos para el contraste de relación en niveles en el largo plazo a partir de la demanda de trabajo.

A) Nivel de producción como variable dependiente $\{z_t = (n - k)_t$ en ecuación [12]					
Con tendencia determinística			Sin tendencia determinística		
p	$F_{IV}(y/k, n)$	$F_V(y/k, nl)$	$t_V(y/k, n)$	$F_{III}(y/k, n)$	$t_{III}(y/k, n)$
1	4,83 ^a	5,97 ^a	-3,98 ^a	4,91 ^a	-3,67 ^a
B) Stock de capital como variable dependiente $\{x_t = (kg - k)_t$ en ecuación [12]					
Con tendencia determinística			Sin tendencia determinística		
p	$F_{IV}(k/y, n)$	$F_V(k/y, n)$	$t_V(k/y, nl)$	$F_{III}(k/y, n)$	$t_{III}(k/y, n)$
2	2,50 ^c	2,79 ^c	-1,64	3,01 ^c	-2,18
C) Trabajo empleado como variable dependiente $\{x_t = (n - k)_t$ en ecuación [12]					
Con tendencia determinística			Sin tendencia determinística		
p	$F_{IV}(n/y, k)$	$F_V(n/y, k)$	$t_V(n/y, k)$	$F_{III}(n/y, k)$	$t_{III}(n/y, k)$
1	2,23 ^c	2,59 ^c	-1,07	3,11 ^c	-1,31

Nota: $F_{IV}(n/k, w)$ es el estadístico F para contrastar $b_4 = b_5 = b_6 = b_7 = 0$ en el modelo de corrección del error no restringido con el nivel de producción como variable dependiente $\{z_t = (n - k)_t$ en ecuación [12]. $F_V(n/k, w)$ y $F_{III}(n/k, w)$ son, respectivamente, los estadístico F para contrastar $b_5 = b_6 = b_7 = 0$ y $b_5 = b_6 = b_7 = 0$ y (imponiendo que $b_4 = 0$) en dicho modelo de corrección del error no restringido. Por su parte, $(n/k, w)$ y $(n/k, w)$ son los estadísticos t para contrastar $b_5 = 0$ en el modelo de corrección del error no restringido con el nivel de producción como variable dependiente $\{z_t = (n - k)_t$ en ecuación [12] con y sin tendencia determinística respectivamente. De forma análoga, se define el resto de contrastes cuando la variable dependiente en [11] es $(kg - k)_t$ y $(n - k)_t$. Los valores críticos de los estadístico F_{IV} , F_V y F_{III} para un nivel de significatividad del 5% y para dos variables explicativas son, respectivamente, (3,88, 4,61), (4,87, 5,85) y (3,79, 4,85). Los correspondiente valores críticos de los estadístico t_V y t_{III} para un nivel de significatividad del 5% son (-3,41, -3,95) y (-2,86, -3,53).

^a indica que el estadístico se encuentra por encima del límite superior del 95% de confianza;

^b indica que el estadístico se encuentra entre los límites inferior y superior del 95% de confianza;

^c indica que el estadístico se encuentra por debajo del límite inferior del 95% de confianza.

existencia de relaciones de largo plazo. Por su parte, los estadísticos t también sugieren el rechazo de la hipótesis nula de la inexistencia de la relación a largo plazo con $(n - k)_t$ como variable dependiente (Panel A del Cuadro 16), mientras que no se rechaza dicha hipótesis cuando tomamos como variable dependiente $(kg - k)_t$ y w_t (Paneles B y C, respectivamente).

De esta forma, la evidencia empírica presentada sugiere la existencia de una única relación de largo plazo en la que $(n - k)$ sería la variable dependiente y $(kg - k)$ y w las variables independientes.

Cabe señalar, por último, que también se exploró la posibilidad de que la variable w_t pudiera entrar a formar parte de la relación a largo plazo detectada para la función de producción, así como que $(y - k)_t$ fuese un determinante de la demanda de trabajo, en un intento de examinar la existencia de otros potenciales vectores de cointegración entre las cuatro variables objeto de estudio: $(y - k)_t$, $(kg - k)_t$, $(n - k)_t$ y w_t . Los resultados, no presentados por motivos de espacio (pero disponibles de los autores previa petición) sugieren que tanto repitiendo el proceso arriba descrito con los nuevos grupos de variables, como contrastando la posibilidad de que las nuevas variables sean variables omitidas relevantes en las relaciones a largo plazo detectadas, se concluye que ni w_t desempeña ningún papel en la función de producción ni $(y - k)_t$ es una variable significativa a la hora de explicar la demanda de trabajo.

4.2. Efectos sobre la producción

El Cuadro 17 presenta los resultados de estimar el modelo de corrección del error no restringido sin tendencia utilizando $(y - k)_t$ como variable dependiente tal y como sugiere la función de producción con rendimientos constantes a escala para la totalidad de factores [5], que se ha estimado conjuntamente con el correspondiente modelo para la demanda de trabajo. El hecho de no incluir la tendencia determinística se basa en que nunca resultó estadísticamente significativa, por lo que se prescindió de dicho término. Como puede observarse, los coeficientes de largo plazo (asociados a las variables en niveles desplazadas) presentan el signo esperado y son todos significativos. Respecto a las variables en diferencia logarítmica, se detectan efectos adicionales positivos y significativos, en la dinámica de corto plazo de todas las variables explicativas sobre la tasa de crecimiento real, así como de dicha variable desfasada un periodo.

En el Cuadro 17, además del coeficiente de determinación ajustado \overline{R}^2 , mostramos también algunos contrastes estadísticos de validación: DW es el contraste de correlación serial en los residuos de Durbin-Watson; N es el contraste de Jarque-Bera de normalidad de los residuos del modelo; LM es el contraste del multiplicador de Lagrange de correlación serial en los residuos; y ARCH es un contraste de la heterogeneidad condicional autoregresiva de los residuos. Como se observa en dicho cuadro, ninguno de los contrastes de validación muestra señal alguna de mala especificación en la ecuación estimada.

Por último, el Cuadro 17 ofrece también las elasticidades de largo plazo de la ecuación (5), estimadas a partir del modelo de corrección del error no restringido: $\hat{\alpha} = 0,39$, $\hat{\alpha}_2 = 0,12$ y $\hat{\alpha}_3 = 0,37$.

Cuadro 17. Estimación del modelo de corrección del error no restringido [11] con el nivel de producción como variable dependiente.

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
Constante	-0,5426	-2,4630
$(y-k)_{t-1}$	-1,3966	-4,1278
$(kg-k)_{t-1}$	0,1701	3,7411
$(n-k)_{t-1}$	0,5139	3,9720
$\Delta(kg-k)_t$	0,1403	2,4398
$\Delta(n-k)_t$	0,9471	2,3491
$\Delta(y-k)_{t-1}$	0,3148	2,3657
$\Delta(kg-k)_{t-1}$	0,2424	2,2815
$\Delta(n-k)_{t-1}$	0,2247	2,2119
\hat{a}		-0,3885
$\hat{\alpha}_2$		0,1218
$\hat{\alpha}_3$		0,3680

$R^2 = 0,6881$, $DW = 2,2485$; $N = 0,7497$; $LM = 0,3095$; $ARCH = 0,1471$

Notas:

a) Estimación conjunta con la demanda de trabajo (Cuadro 18).

b) N es un contraste de normalidad de los residuos del modelo, que se distribuye como una $\chi^2(2)$; LM es un contraste de la autocorrelación de los residuos, que se distribuye como una $\chi^2(p)$; y ARCH es un contraste de la heterocedasticidad condicional autorregresiva de los residuos, que se distribuye como una $\chi^2(q)$. Ninguno de los valores obtenidos es significativo.

c) Siguiendo a Bardsen (1989), las elasticidades de largo plazo estimadas a partir del modelo de corrección del error no restringido son los coeficientes de las variables explicativas desfasadas un período (multiplicadas por -1) dividida por el coeficiente de la variable dependiente desfasada un período. De esta forma, $\hat{a} = -(a_0/a_5)$, $\hat{\alpha}_2 = -(a_6/a_5)$ y $\hat{\alpha}_3 = -(a_7/a_5)$.

Cabe señalar que los resultados obtenidos son similares tanto a los estimados por el procedimiento de Phillips y Hansen (1990) como a los estimados con datos de panel para las provincias andaluzas en Murillo y Sosvilla-Rivero (2004), donde la elasticidad estimada de la producción respecto al capital público igual a 0,12, mientras que la elasticidad estimada con respecto al trabajo es 0,37. Este hecho es especialmente relevante, dado que, del análisis realizado por Cappuccio y Lubian (2001) sobre las propiedades asintóticas de los diferentes procedimientos disponibles en la literatura a la hora de estimar el vector de cointegración se desprende que el método de Phillips y Hansen (1990) es el preferido en aplicaciones empíricas por ofrecer las estimaciones más fiables, por lo que la evidencia empírica aquí presentada sugiere que dicha conclusión sería extrapolable también al procedimiento propuesto por Pesaran, Shin y Smith (2001). Por último, cabe destacar que las estimaciones obtenidas a partir del método de Phillips y Hansen son asintóticamente equivalentes a las obtenidas mediante el método de máxima verosimilitud de Johansen (1988) y Johansen and Juselius (1990) (véase también Carporale y Pittis, 1999). Asimismo, destaca que las elasticidades estimadas son inferiores a las obtenidas para el caso español por Bajo-Rubio y Sosvilla-Rivero (1993) [0,19 y 0,39, respectivamente]. Este resultado estaría en línea con la literatura empírica internacional, dado que aquellos trabajos en los que se emplean series temporales a nivel nacional obtienen elasticidades mayores que las derivadas de los estudios que se realizan con una desagregación mayor a la nacional (estados, regiones o municipios) [véanse Draper y Herce (1994) o Sosvilla-Rivero y

Herce (2001)]. Esta discrepancia podría explicarse por el hecho de que se pierden los denominados «efectos difusión o desbordamiento» que el capital público de una región tiene sobre la productividad del sector privado en otras regiones [véanse Más *et al.* (1994, 1996) y Gil *et al.* (1998)]. También, en este sentido, cabe señalar que Avilés *et al.* (2001), a partir de un enfoque dual, señalan que, de no tener en cuenta los efectos desbordamiento, la elasticidad del output respecto al capital público es $-0,8$ para Andalucía, mientras que si se tienen en cuenta dichos efectos, el impacto efectivo o total de las infraestructuras sería $0,13$. Sin embargo, Martínez (2000 y 2001), haciendo uso de una función de producción que incorpora para cada región una medida de los efectos desbordamiento de las infraestructuras localizadas en otras regiones, no encuentra evidencia de la existencia de los mismos. Por último, hay que tener en cuenta la posibilidad de que los efectos desbordamiento no sólo se circunscriban al capital público, sino también al capital privado instalado en otras regiones.²⁰

4.3. Efectos sobre el empleo

Al igual que sucediera con la función de producción, la tendencia determinística no resultó estadísticamente significativa, por lo que se prescindió de dicho término. Los resultados de estimar el modelo de corrección del error no restringido sin tendencia utilizando $(n-k)_t$ como variable dependiente tal y como sugiere la demanda de trabajo [10] se ofrecen en el Cuadro 18, habiéndose estimado dicho modelo conjuntamente con el correspondiente a la función de producción. Cabe señalar que los coeficientes de largo plazo (asociados a las variables en niveles desplazadas) presentan el signo esperado y son todos significativos. Respecto a las variables en diferencia logarítmica, se detectan efectos adicionales positivos y significativos, en la dinámica de corto plazo del stock de capital y de la variable dependiente desfasada un periodo, mientras que la variación del salario afecta negativamente a los cambios en el trabajo empleado. Los contrastes de validación no muestra señal alguna de mala especificación en la ecuación estimada.

Por último, el Cuadro 18 presenta las elasticidades de largo plazo de la ecuación [10], estimadas a partir del modelo de corrección del error no restringido: $\hat{\delta}_1 = -1,30$, $\hat{\delta}_2 = 0,19$ y $\hat{\delta}_3 = -1,58$. Así pues, la elasticidad estimada de la demanda de trabajo respecto al capital público igual a $0,19$, mientras que la correspondiente al salario real es $-1,58$.

²⁰ En cualquier caso, hay que tener en cuenta el debate que existe en torno al valor de las elasticidades del output del sector privado con respecto al capital público. Un estudio de Fernández y Polo (2002), pone de manifiesto que, aunque existe un efecto significativo del capital público sobre la producción privada, especialmente de las infraestructuras sobre la producción del sector privado, el impacto del capital público sobre la productividad privada es sensible a la introducción en la función de producción de otras variables que afectan a la productividad y cuya omisión podría sesgar los coeficientes del capital público. De hecho, los resultados que estos autores obtienen con especificaciones de la función de producción que incorporan como factores productivos el capital tecnológico financiado por las Administraciones Públicas y el capital humano, apuntan no sólo a una sobreestimación de los efectos de la acumulación de capital real en infraestructuras sobre la productividad privada, sino al notable impacto sobre dicha productividad del capital tecnológico (medido como inversión pública en I+D) y del capital humano.

Cuadro 18. Estimación del modelo de corrección del error no restringido [12] con el trabajo empleado como variable dependiente.

Variable	Coefficiente	Estadístico t
Constante	-0,2050	-2,4950
$(n-k)_{t-1}$	-0,1575	-4,9387
$(kg-k)_{t-1}$	0,0303	3,4402
w_{t-1}	-0,2492	-3,8445
$\Delta(kg-k)_t$	0,0341	2,4090
Δw_t	-0,6846	-2,9923
$\Delta(n-k)_{t-1}$	0,7202	2,4378
$\Delta(kg-k)_{t-1}$	0,2175	2,3346
Δw_{t-1}	-0,5243	-2,7512
δ_1		-1,3017
δ_2		0,1927
δ_3		-1,5822

$R^2 = 0,8350$, $DW = 2,2715$; $N = 0,4489$; $LM = 0,4795$; $ARCH = 0,3916$

Notas:

- a) Estimación conjunta con la función de producción (Cuadro 17).
 b) N es un contraste de normalidad de los residuos del modelo, que se distribuye como una $\chi^2(2)$; LM es un contraste de la autocorrelación de los residuos, que se distribuye como una $\chi^2(p)$; y $ARCH$ es un contraste de la heterocedasticidad condicional autorregresiva de los residuos, que se distribuye como una $\chi^2(q)$. Ninguno de los valores obtenidos es significativo.
 c) Siguiendo a Bardsen (1989), las elasticidades de largo plazo estimadas a partir del modelo de corrección del error no restringido son los coeficientes de las variables explicativas desfasadas un período (multiplicadas por -1) dividida por el coeficiente de la variable dependiente desfasada un período. De esta forma, $\delta_1 = -(b_0/b_5)$,... $\delta_2 = -(b_6/b_5)$ y $\delta_3 = -(b_7/b_5)$.

5. Simulaciones

Las estimaciones anteriores permiten realizar una serie de ejercicios de simulación²¹ con el fin de examinar los efectos de oferta derivados de la ejecución de las inversiones en infraestructuras contempladas en el MAC 1994-1999²².

En este apartado realizamos una evaluación *ex post*, dado que las series andaluzas ya contienen el incremento en capital público y capital privado derivado de las ayudas europeas efectivamente recibidas durante dicho período 1994-1999 (escenario de referencia). Así pues, se ha procedido a reducir de las series andaluzas las inversiones en estas áreas²³ correspondientes a dichas ayudas europeas con el fin de obtener los efectos de su ausencia (simulación sin ayudas). Se crea así una economía andaluza artificial con dotaciones de capital público y privado inferiores a las efectivamente observadas que constituyen la base para este ejercicio contrafactual. La diferencia en-

²¹ Las simulaciones de VAB y empleo se han realizado a partir de las relaciones de cointegración estimadas que se presentan en los Cuadros 17 y 18, respectivamente.

²² Para una explicación detallada del procedimiento de realización de las simulaciones, véase Murillo (2004).

²³ Para hacer el ejercicio de simulación, se ha considerado una serie restringida del stock de capital público andaluz, es decir, se ha considerado el stock de capital público destinado a infraestructuras de transporte (carreteras, puertos, aeropuertos y ferrocarriles), y por tanto es la inversión pública procedente de los fondos estructurales y destinada a estos conceptos la que ha aminorado el stock de capital público restringido en Andalucía.

tre los resultados obtenidos en el escenario base y la simulación sin ayudas constituye la medida del bonus de crecimiento de las inversiones realizadas con cargo a las ayudas europeas durante el período 1994-1999. El enfoque adoptado es especialmente importante, por cuanto el hecho de que una determinada economía no se encuentre «mejor» a pesar de haber sido beneficiaria de la política regional europea no significaría necesariamente que las ayudas recibidas para mejorar su dotación de infraestructuras hubieran sido ineficaces, ya que podría haberse encontrado «peor aún» en ausencia de dichas ayudas (véase Sosvilla Rivero *et al.*, 2002)

En el Gráfico 1 y en el Cuadro 19 se ofrecen los resultados obtenidos en términos de tasas de crecimiento del VABcf en euros constantes de 1999. Como se observa, la realización de dichas inversiones habría generado un incremento del VABcf real en el año 1994 de un 2,53% sobre el escenario sin MAC, para aumentar

Gráfico 1. Efectos del MAC 94-99 sobre el VAB real andaluz²⁵
(Diferencia porcentual del escenario con MAC respecto a la simulación sin MAC)



Fuente: Elaboración propia a partir del Cuadro 19.

a un 4,68 como promedio entre 1995 y 1999, y caer luego a un 2,79 y un 2,07% en el 2000 y en el 2001, respectivamente. En términos comparativos, este crecimiento diferencial se habría traducido en que Andalucía, en lugar de ocupar en 1998 el puesto 198 en el ranking de las 210 regiones europeas en PIB por habitante (expresadas en paridad del poder adquisitivo), habría estado situada en el puesto 203 de no recibir las ayudas estructurales programadas en el MAC 94-99²⁴. Respecto a las regiones objetivo número 1, Andalucía ocupaba en 1997 el lugar 46 de las 57 existentes, pero sin la ejecución del MAC 94-99 habría estado situada en el puesto 48.

²⁴ Debido a restricciones de datos, realizamos la comparación para el año 1998, al ser la fecha más reciente para la que se tiene información homogénea para todas las regiones europeas (Comisión Europea, 2003).

Cuadro 19. Efectos del MAC 1994-1999 sobre el VAB real andaluz

1993	0,00
1994	2,53
1995	4,07
1996	5,17
1997	4,20
1998	4,74
1999	5,22
2000	2,79
2001	2,07

Nota: Tasa de variación, para cada año, del VAB con MAC con respecto al VAB sin MAC (escenario simulado).

Fuente: Elaboración propia a partir de las simulaciones realizadas.

Cuadro 20. Efectos del MAC 1994-1999 sobre la producción real andaluza

<i>VABcf en euros de 1995</i>						
	<i>Con MAC</i>	<i>Sin MAC</i>				<i>TOTAL</i>
		<i>AL</i>	<i>AC</i>	<i>JA</i>	<i>UE</i>	
1993	52351	52351	52351	52351	52351	52351
1994	53323	53319	53082	53089	52455	51975
1995	54108	54103	537020	53727	52680	51906
1996	55576	55570	55075	55071	53713	52701
1997	58318	58313	57927	57884	56702	55871
1998	60378	60372	59895	59867	58512	57514
1999	62717	62711	62165	62149	60570	59444
2000	66402	66397	66075	66067	65216	64550
2001	68495	68491	68253	68234	67583	67076
Media 94-01	59915	59910	59524	59511	58429	57630
TCA 93-01	3,417	3,416	3,371	3,368	3,244	3,147

Nota: VABcf en millones de euros de 1995.

Fuente: Elaboración propia a partir de las simulaciones realizadas.

Por su parte, el Cuadro 20, ofrece los resultados de la simulación en términos del nivel de VABcf real. Como se aprecia en dicho cuadro, nuestro escenario sin MAC 94-99 supone que durante el período 1993-2001 la economía andaluza hubiese crecido en términos reales a una tasa acumulativa del 3,42% frente a un crecimiento del 3,15% que ha experimentado al llevarse a cabo el MAC 1994-1999. Estas doscientas setenta milésimas acumulativas de crecimiento extra anual generadas por el MAC 94-99 se descompondrían en una milésima de crecimiento extra debida a las actuaciones financiadas por la Administración Local (AL), cuarenta y nueve correspondientes a la Junta de Andalucía (JA), cuarenta y cinco debidas a las actuaciones financiadas por la

118 Sosvilla, S. y Murillo, E.

Administración Central del Estado (AC), y ciento setenta y tres milésimas a las financiadas por la UE²⁶.

En cuanto al mercado de trabajo, el Cuadro 21 ofrece las cifras de ocupados bajo los dos escenarios. Como se aprecia en dicho cuadro, el empleo en la economía andaluza ha crecido durante el período 1993-2001 con MAC 1994-1999 a una tasa acumulativa del 3,20%, frente a un crecimiento del 2,93% que experimentaría de no llevarse a cabo dicho MAC. El Cuadro 22, por su parte, presenta un detalle del número de empleos mantenidos o sostenidos gracias a las actuaciones del MAC 94-99, diferenciando por el agente institucional. Los resultados sugieren que el MAC 94-99 habría generado o mantenido 79.034

Cuadro 21. Efectos del MAC 1994-1999 sobre el empleo andaluz

	<i>Con fondos</i>	<i>Sin fondos</i>
1993	1932	1932
1994	1925	1878
1995	1953	1976
1996	1989	1891
1997	2098	2014
1998	2165	2067
1999	2268	2155
2000	2402	2337
2001	2486	2435
Media 94-01	2161	2082
TCA 93-01	3,198	2,934

Nota: Miles de empleos.

Fuente: Elaboración propia a partir de las simulaciones realizadas.

Cuadro 22. Desglose institucional de los efectos del MAC 94-99 sobre el empleo andaluz.

	<i>AL</i>	<i>AC</i>	<i>JA</i>	<i>UE</i>	<i>TOTAL</i>
1993	0	0	0	0	0
1994	148	8488	8256	30580	47473
1995	176	13453	13211	49530	76369
1996	198	17051	17194	63372	97815
1997	171	13513	15001	55822	84507
1998	193	16513	17460	63849	98015
1999	203	18959	19518	73784	112464
2000	163	11489	11775	41729	65156
2001	145	8621	9273	32434	50473
Media 94-01	174	13511	13961	51388	79034

Nota: Empleos creados o mantenidos.

Fuente: Elaboración propia a partir de las simulaciones realizadas.

²⁶ La diferencia entre la cuantía de crecimiento extra total y la suma de las debidas a cada una de las Administraciones se debe al redondeo a tres decimales.

empleos como promedio durante el período 1993-2001, 13.511 de ellos gracias a las actuaciones financiadas por la AC, 13.961 a las financiadas por la JA, 174 a las financiadas por las AL y los 51.388 restantes se deberían a las financiadas por la UE.

El Cuadro 23 muestra las tasas de paro que se obtendrían bajo los escenarios con o sin MAC. Como puede apreciarse, el empleo generado o mantenido gracias al MAC 94-99 supondría una reducción promedio de la tasa de paro en 2,87 puntos porcentuales, contribuyendo las actuaciones financiadas por la JA y la AC con cuarenta y nueve centésimas y cincuenta y una centésimas, respectivamente, mientras que las financiadas por la UE reducen la tasa de paro en 1,86 puntos porcentuales y las de la AL en sólo una centésima. Por su parte, el Gráfico 2 ofrece la variación temporal en la reducción de la tasa de paro debida al MAC 94-99 en su conjunto.

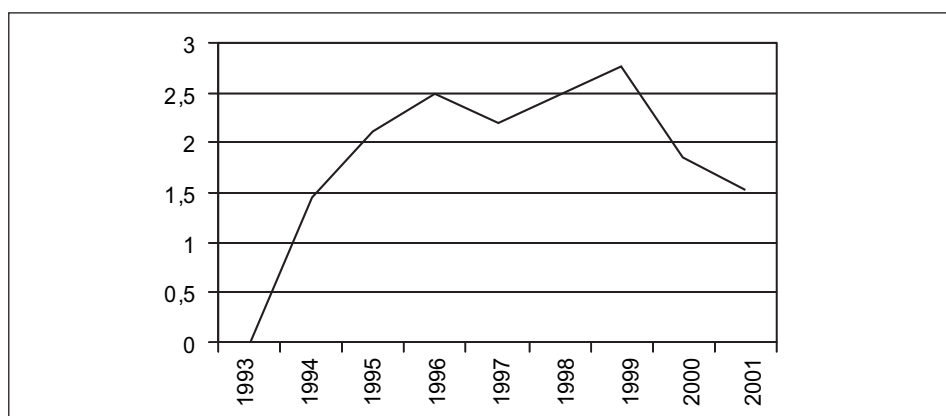
Cuadro 23. Efectos del MAC 94-99 sobre la tasa de paro andaluza

	Con MAC	Sin MAC				TOTAL
		AL	AC	JA	UE	
1993	33,34	33,34	33,34	33,34	33,34	33,34
1994	34,03	34,03	34,35	34,34	35,21	35,86
1995	34,38	34,39	34,89	34,88	36,27	37,29
1996	33,24	33,25	33,87	33,88	35,59	36,87
1997	32,26	32,26	32,75	32,80	34,28	35,32
1998	30,84	30,85	31,43	31,47	33,14	34,37
1999	27,97	27,98	28,64	28,66	30,58	31,95
2000	25,15	25,16	25,55	25,56	26,61	27,42
2001	21,35	21,35	21,65	21,67	22,48	23,11
Media 94-01	29,90	29,91	30,39	30,41	31,77	32,77

Nota: Parados como porcentaje de la población activa.

Fuente: Elaboración propia a partir de las simulaciones realizadas.

Gráfico 2. Efectos del MAC 94-99 sobre la tasa de paro andaluza



Nota: Desviación de la tasa de paro sin MAC respecto al escenario con MAC.

Fuente: Elaboración propia a partir del Cuadro 20.

6. Conclusiones

En este trabajo hemos realizado diversas simulaciones con el fin de presentar una evaluación de los efectos de oferta de las inversiones en infraestructuras del MAC 1994-1999 sobre la economía andaluza.

Para ello, hemos estimado, por métodos econométricos robustos, una función de producción agregada para el sector privado de la economía, en la que el capital de público en infraestructuras aparece como un factor de producción diferente del capital de propiedad privada, obteniéndose que la elasticidad estimada de la producción respecto al capital público es igual a 0,12, mientras que la elasticidad estimada con respecto al trabajo es 0,37. Ambas elasticidades son inferiores a las obtenidas para el caso español [0,19 y 0,39, respectivamente], debido a que no se contemplan los denominados «efectos difusión o desbordamiento» que el capital público (y quizás también del capital privado) de una región tiene sobre la productividad del sector privado en otras regiones. En este sentido, los resultados obtenidos deben tomarse con la debida cautela, pues no tienen en cuenta dichos efectos que podrían incrementar aún más el impacto derivado de la realización de las distintas ayudas estructurales recibidas por Andalucía. Por último, se ha estimado también una función de demanda de trabajo derivada de la anterior función de producción, obteniéndose un valor de 0,19 para la elasticidad de la demanda de trabajo respecto al capital público igual a, mientras que la correspondiente al salario real se estima en $-1,58$.

Las simulaciones realizadas para evaluar las inversiones programadas dentro del MAC 94-99 sugieren que dichas inversiones habrían generado un incremento de la producción real andaluza en el año 1994 de un 2,53 % sobre el escenario sin MAC, para aumentar a un 4,68 como promedio durante el período 1995-1999 y caer luego a un 2,79 y un 2,07% en el 2000 y en el 2001, respectivamente. Estas cifras suponen que, durante el período 1993-2001, la economía andaluza habría crecido en términos reales a una tasa acumulativa del 3,15% de no recibir las inversiones destinadas a infraestructuras del MAC 94-99, frente al crecimiento del 3,42% que efectivamente ha experimentado al recibir dichas inversiones. Este crecimiento diferencial se habría traducido en que Andalucía, en lugar de ocupar en 1998 el puesto 198 en el ranking de las 210 regiones europeas en PIB per cápita (expresadas en paridad del poder adquisitivo), habría estado situada en el puesto 203 de no recibir las ayudas estructurales programadas en el MAC 94-99. En cuanto al empleo, los resultados obtenidos indican que las inversiones del MAC 1994-1999 habrían generado o mantenido una media de 79.034 empleos durante el período 1994-2001, lo que supondría una reducción promedio de la tasa de paro en unos 2,87 puntos porcentuales.

Por administraciones públicas, las simulaciones realizadas sugieren que las doscientas setenta milésimas acumulativas de crecimiento real extra anual generadas por el MAC 94-99 se descompondría en una milésima debida a las actuaciones financiadas por la Administración Local (AL), cuarenta y cinco milésimas debidas a las actuaciones financiadas por la Administración Central del Estado (AC), cuarenta y nueve milésimas a las correspondientes a la Junta de Andalucía (JA) y ciento setenta y tres milésimas a las financiadas por la UE. En cuanto al empleo, 174 de los 79.034

empleos adicionales corresponderían a las Administraciones Locales, 13.961 a las actuaciones financiadas por la AC, 13.961 a las financiadas por la JA y los 51.388 restantes se deberían a las financiadas por la UE. Por último, la reducción promedio de 2,87 puntos porcentuales en la tasa de paro andaluza se descompondría en 0,01 puntos porcentuales a las actuaciones de la AL, 0,51 puntos porcentuales debidas a las financiadas por la JA, 0,49 puntos porcentuales a las realizadas por la AC y 1,86 a las financiadas por la UE.

Aunque como en todo trabajo empírico, las limitaciones derivadas de los distintos supuestos que hemos ido adoptando a lo largo del trabajo conllevan que los valores obtenidos deben interpretarse con cautela, de los resultados de nuestras simulaciones se deduce que las infraestructuras financiadas con cargo a los Fondos Estructurales habrían constituido un importante instrumento para el diseño de la política regional en Andalucía, contribuyendo decisivamente a la creación de riqueza y empleo en la región. En este sentido, cabe preguntarse por el futuro de dichas ayudas en el contexto de la ampliación de la Unión Europea con la incorporación de Países del Este y del Centro de Europa (PECOs), relativamente más pobres. De mantenerse los actuales criterios de elegibilidad para recibir ayudas, de las actuales diez regiones Objetivo 1 se pasaría a tres en 2007, estando Andalucía entre las regiones que mantendrían su *status* (véase Herce y Sosvilla-Rivero, 2004). Además, España quedaría excluida del Fondo de Cohesión al ser su renta por habitante superior al 90% de la media Unión ampliada (véase Martín *et al.*, 2002), y este hecho sí influiría de forma considerable en la cuantía de subvenciones europeas que recibiesen los proyectos de inversión cofinanciables a realizar en Andalucía.

En cualquier caso, es necesario seguir profundizando en las políticas económicas que permitan que, en 2006, España y Andalucía sean economías plenamente integradas en la Unión Europea, con sus desequilibrios macroeconómicos resueltos en su componente estructural, sus mercados de factores y productos liberalizados y la capitalización productiva y humana suficiente como para que la reducción (o eventual retirada) de las ayudas comunitaria no se hiciera notar. Este es el reto, y hay que reconocer que tanto los Fondos Estructurales europeos como los compromisos globales derivados de nuestra participación en la Unión Europea han puesto a las economías española y andaluza en la senda adecuada para conseguirlo.

7. Bibliografía

- Arrow, K.J. y Kurz, M. (1970): *Public investment, the rate of return, and optimal fiscal policy*, Baltimore: The Johns Hopkins Press.
- Aschauer, D.A. (1989): «Is public expenditure productive?», *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, pp. 177-200.
- Aschauer, D.A. (1993): «Public capital, productivity and economic growth», en *Infrastructure and Competitiveness*, Ontario: John Deutsch Institute for the Study of Economic Policy.
- Avilés Zugasti, A., Gómez García, R. y Sánchez Maldonado, J. (2001): «The effects of public infrastructure on the cost structure of Spanish industries», *Spanish Economic Review*, Vol. 3, pp. 131-150.
- Bajo Rubio, O. y Sosvilla Rivero, S. (1993): «Does public capital affect private sector performance? An analysis of the Spanish case, 1964-1988», *Economic Modelling*, Vol. 10, 179-185.

122 Sosvilla, S. y Murillo, E.

- Banerjee, A., Dolado, J.J. y Mestre, R. (1998): «Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework», *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 49, pp. 267-283.
- Banerjee, A., Dolado, J.J., Hendry, D. y Smith, G. (1986): «Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models : Some Monte Carlo evidence», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, pp. 253-277.
- Bardsen, G. (1989): «Estimation of long-run coefficients in error correction models», *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, Vol. 51, pp. 345-50.
- BBVA (2000): *Renta Nacional de España y su distribución provincial*, Fundación BBVA.
- Biescas, J.A. (1999): «Fondos estructurales y Disparidades territoriales» en Encuentro sobre *La reforma de los fondos europeos: una perspectiva autonómica*, UIMP, Santander .
- Breitung, J. (2000): «The local power of some unit root tests for panel data», *Advances in Econometrics*, Vol. 15, pp. 161-178.
- Campbell, J. y Perron, P. (1991): «Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots», NBER Macroeconomics Annual, pp. 141-201.
- Cappuccio, N. Y Lubian, D. (2001): «Estimation and inference on long-run equilibria: A simulation study», *Econometric Review*, Vol. 20, pp. 61-84.
- Carporale, G.M. y Pittis, N. (1999): «Efficient estimation of cointegration vectors and testing for causality in vector autoregressions», *Journal of Economic Surveys*, Vol. 13, pp. 1-35.
- Cassou, S. y Lansing, K.J. (1998): «Optimal fiscal policy, public capital and the productivity slowdown», *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 22, pp. 911-935.
- Castells, A. (1999): «Algunas reflexiones sobre el papel del Sector Público en la reducción de los desequilibrios regionales», pp.: 7-20 en Castells, A. y Bosch, N. (1999): *Desequilibrios territoriales en España y Europa*, Editorial Ariel, Barcelona.
- Comisión Europea (2003): *Segundo informe intermedio sobre la cohesión económica y social* (disponible en: http://europa.eu.int/comm/regional_policy/sources/docoffic/official/reports/interim2_es.htm).
- Correa, M.D. y Manzanedo, J. (2002): «Política regional española y europea. Período 1983-1999». *Documento de trabajo SGFCC-2002-05*, Secretaría de Estado de Presupuestos y Gastos. Ministerio de Hacienda.
- Cuadrado, J.R.(1998): *Convergencia regional en España*, Fundación Argentaria, Madrid.
- Delgado, M. y Román, C. (Eds) (1995): *Ocho análisis de la Economía Andaluza*, Instituto de desarrollo Regional, Sevilla.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1979): «Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root», *Journal of the American Statistical Association*, Vo. 74, pp. 427-431.
- Dirección General de Fondos Europeos (DGFE), 2000: *Ejecución del submarco regional del MAC 94-99 a 31/12/1999*, Consejería de Economía y Hacienda de la Junta de Andalucía (no publicada).
- Dirección General de Fondos Europeos (DGFE), 2001: *Ejecución del submarco regional del MAC 94-99 a 31/12/2000*, Consejería de Economía y Hacienda de la Junta de Andalucía (no publicada).
- Dirección General de Fondos Europeos (DGFE), 2002: *Ejecución del submarco regional del MAC 94-99 a 31/12/2001*, Consejería de Economía y Hacienda de la Junta de Andalucía (no publicada).
- Dirección General de Fondos Europeos y Financiación Territorial (2000): *Ejecución del submarco pluri-regional del MAC 94-99 a 31/12/2000*, Ministerio de Economía y Hacienda (no publicada).
- Dolado, J., Jenkinson, T. y Sosvilla-Rivero, S. (1990): «Cointegration and unit roots», *Journal of Economic Surveys*, Vol. 4, pp. 249-273.
- Draper, M. y Herce, J.A. (1994): «Infraestructuras y crecimiento: Un panorama», *Revista de Economía Aplicada*, No. 6, pp. 129-167.
- Engle, R. y Granger, C. (1987): «Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing», *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- Futagami, K., Morita, Y y Shibata, A. (1993): «Dynamics analysis of an endogenous growth model with public capital», *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95, pp. 603-625.
- Fernández, M. y Polo, C. (2002): «Productividad del capital público en presencia de capital tecnológico y humano», *Revista de Economía Aplicada*, No. 29, pp. 151-161.

- Gil, C., Pascual, P. y Rapún, M. (1998): «Public capital, regional productivity and spatial spillovers», Documento de Trabajo 9811, Universidad Pública de Navarra.
- Gramlich, E. (1994): «Infrastructure Investment: A Review Essay», *Journal of Economic Literature*, Vol. 32, pp. 1176-1196.
- Granger, C. W. J. (1986): «Developments in the study of co-integrated economic variables», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, pp. 213-228.
- Hakkio, C.S. y Rush, M. (1991): «Cointegration: how short is the long run?», *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, pp. 571-581.
- Hall, R. (1999): «Disparidades Regionales en Europa durante los años noventa. Una referencia a España y sus regiones», pp. 21-47 en Castells, A. y Bosch, N. (1999): *Desequilibrios territoriales en España y Europa*, Editorial Ariel, Barcelona.
- Harris, R.D.F. y Tzavalis, E. (1999): «Inference for unit root in dynamic panels where the time dimension is fixed», *Journal of Econometrics*, Vol. 91, pp. 201-226.
- Hendry, D. (1995): *Dynamic econometrics*, Oxford: Oxford University Press.
- Herce, J.A. y Sosvilla-Rivero, S. (2004): «La Reforma de la Política de Cohesión de la UE», Análisis del Real Instituto No. 100/2004, Real Instituto Elcano de Estudios Internacionales y Estratégicos.
- Herce, J.A.; Jimeno, J.F. y Usabiaga, C. (coords.) (2001): *La economía andaluza al inicio del siglo XXI. Orientaciones estratégicas*, FEDEA y CEA.
- Hulten, C.R. y Schwab, R.M. (1993): «Infrastructure spending: Where do we go from here?», *National Tax Journal*, Vol. 46, pp. 261-273.
- Im, K., Pesaran, H. y Shin, Y. (2003): «Testing for unit roots in heterogeneous panels», *Journal of Econometrics*, Vol. 115, pp. 53-74.
- Instituto Nacional de Estadística (INE), (2002): *Contabilidad Regional de España*. Base Tempus.
- Johansen, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegration Vector», *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990): «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp. 169-210.
- Jones, L.E., Manuelli, R.E. y Rossi, P.E. (1997): «On the optimal taxation of capital income», *Journal of Economic Theory*, Vol. 73, pp. 93-117.
- Kao, Ch., Chiang, M.-H. y Chen, B. (1998): «International R&D spillovers: An application of estimation and inference in panel cointegration», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, pp. 691-709.
- Kremers, J. Ericsson, N. y Dolado, J.J. (1992): «The power of cointegration tests», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, pp. 325-348.
- Levin, A. y Lin, C.F. (1993): «Unit root tests in panel data: New results», Working Paper 93-53, University of California, San Diego.
- López, J. (Dir) (1997): *Introducción a la Economía Andaluza*, Civitas, Madrid.
- MacKinnon, J. G. (1991): «Critical values for cointegration tests», en R. F. Engle and C. W. Granger (eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford: Oxford University Press, pp. 267-276.
- Martín Rodríguez, M. (dir) (1993): *Estructura Económica de Andalucía*, Espasa Calpe, Madrid.
- Martín, C., Herce, J.A., Sosvilla Rivero, S. y Velázquez, J. (2002): «La ampliación de la Unión Europea: Efectos sobre la economía española», Servicio de Estudios de «la Caixa», *Colección Estudios e Informes*, n.º. 27.
- Martínez, D. (2000): «Is there any relationship between public investment and economic growth in the Spanish regions», Documento de Trabajo 0002/Nº13, Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Jaén.
- Martínez, D. (2001): «Relaciones entre inversión pública y privada. El caso de las regiones españolas», Ponencia presentada en la XXVII Reunión de Estudios Regionales, Madrid.
- Más, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1994): «Capital público y productividad en las regiones españolas», *Moneda y Crédito*, n.º 198, pp. 207-241.

124 Sosvilla, S. y Murillo, E.

- Más, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1996): «Infraestructures and productivity in the Spanish regions», *Regional Studies*, Vol. 307, pp. 641-649.
- Ministerio de Economía y Hacienda (2000): *Plan de Desarrollo Regional 2000-2006*. Madrid.
- Murillo, E. (2004): *La política regional europea: Un análisis de sus efectos sobre la economía andaluza. Período 1994-2001*. Tesis doctora, Universidad Autónoma de Madrid.
- Murillo, E. y Sosvilla-Rivero, S. (2004): «Efectos a Largo Plazo sobre la Economía Andaluza de las Ayudas Procedentes de los Fondos Estructurales: El Marco de Apoyo Comunitario 1994-1999», Documento de Trabajo E2003/34, Fundación Centro de Estudios Andaluces (centRA), disponible en <http://www2.fundacion-centra.org/pdfs/E200334.pdf>.
- Pesaran, M.H. e Y. Shin (1999), «An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis», en S. Strom (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge, Capítulo 11.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. y R.J. Smith (2001): «Bounds testing approaches to the analysis of level relationships», *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, pp. 289-326.
- Phillips, P.C.B., (2003): «Laws and Limits of Econometrics», Vol. 113, pp. C26-C52.
- Phillips, P.C.B. y Hansen, B.E. (1990): «Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes», *Review of Economic Studies*, Vol. 57, pp. 99-125.
- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988): «Testing for a unit root in time series regression», *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-346.
- Ratner, J. (1983): «Government capital and the production function for US private output», *Economic Letters*, Vol. 13, pp. 213-217.
- Ruiz-Huerta, J. (1998): «Descentralización del Sector Público y desigualdad territorial», ponencia del III Congreso del CLAD sobre *La Reforma del Sector Público*.
- Sosvilla Rivero, S. y Herce, J. A. (2001): *Infraestructuras y Actividad Económica*, Dictamen para el Ministerio de Fomento, FEDEA, septiembre de 2001.
- Sosvilla Rivero, S., Gadea, M.D., Herce, J.A. y Montañés, A. (2002): *Los Efectos de las Ayudas Comunitarias en Aragón*. Zaragoza: Consejo Económico y Social de Aragón.
- Stiglitz, J.E. (2000): *Economics of the Public Sector*, New York: W.W. Norton.
- Vallés, J. (coord.) (1997): *Economía Andaluza*, Anaya-Algaida, Sevilla.



Efectos de oferta sobre la economía andaluza de las ayudas procedentes de los fondos... **125**

