



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search  
<http://ageconsearch.umn.edu>  
[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

## **PRINCIPALES DETERMINANTES DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES EN EL SECTOR AGRARIO ESPAÑOL<sup>1</sup>**

Pilar Expósito Díaz y Xosé Antón Rodríguez González<sup>2</sup>

**RESUMEN:** En este trabajo se analizan, de forma conjunta y para el periodo 1970-1995, los factores que a priori deben ser muy relevantes para explicar el comportamiento de la productividad total en el sector agrario español. En el estudio se utilizan dos procedimientos principales de modelización: lo que podemos considerar como metodología econométrica "tradicional" y la metodología de cointegración. Se acepta la influencia sobre la productividad, coincidiendo con los resultados que se obtienen mayoritariamente en otros estudios sobre el tema, de variables como el capital humano o los gastos en I+D agrario, pero se resalta adicionalmente la gran influencia de otras variables como las condiciones climáticas, los cambios en la propia estructura productiva del sector y el capital público.

**PALABRAS CLAVE:** Sector agrario, determinantes de la productividad.

**CÓDIGOS JEL:** Q10

### **KEY DETERMINANTS OF TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY IN THE SPANISH AGRICULTURAL SECTOR.**

**SUMMARY:** In this paper we analyse, as a whole and for the period 1970-95, the outstanding factors that explain the behaviour of total productivity in the Spanish agrarian sector. In the study, two main methods of modeling had been used: those we consider like "traditional" econometric methodology and the methodology of cointegration. We accepted the influence on the productivity, with the same results that the majority of authors which obtain equal results about this subject, and about variables like, human capital, or the

---

<sup>1</sup> Los autores agradecen las sugerencias de dos evaluadores anónimos, las cuales han permitido mejorar la versión inicial de este trabajo.

<sup>2</sup> Xosé Antón Rodríguez González. Departamento de Métodos Cuantitativos. Facultad de CCEE. Universidad de Santiago de Compostela. 15704. Santiago de Compostela. E-mail: [ecanton@usc.es](mailto:ecanton@usc.es)

expenditures in agrarian research and development; but in addition we stick out the big influence of others variables like weather conditions, the change in the own structure of productivity by the sector and the public capital.

**KEY WORDS:** Agrarian sector, main factors of productivity.

## **1. Introducción**

Este trabajo es parte de uno más amplio (Expósito 1999), en el cual se elaboran índices de productividad total para el sector agrario español (para el total de España, por comunidades y provincias). Partiendo de dichos cálculos, el objetivo principal del presente estudio consiste en concretar cuáles son los posibles determinantes que condicionan la evolución de la productividad de referencia.

Como es sabido, además de las distintas cantidades de factores que podemos utilizar en los diversos procesos productivos (inputs), y las posibles relaciones de sustitución o complementariedad entre los mismos, que dan como resultado una cantidad concreta de output, existen determinados condicionantes que pueden ocasionar que esta última (la producción) sea mayor o menor. Es decir, en determinados contextos, y con las mismas cantidades de factores productivos, la productividad puede ser significativamente distinta. Nos preguntamos cuáles son esos factores que provocan tal divergencia productiva.

Para realizar nuestro estudio hemos teniendo en cuenta la evidencia teórica y empírica de algunos trabajos relevantes que pretenden contrastar la influencia de determinadas variables en el comportamiento de la productividad total en el sector agrario. Como ejemplo de estos podemos citar los estudios de Pardey y Craig (1989) y Huffman y Evenson (1993) para la agricultura americana; Thirtle y Bottomley (1989) y Hallan (1990) para la agricultura británica; Fernández-Cornejo y Shumway (1997) para el sector agrario mejicano; Alfranca (1995), Alfranca (1996), Alfranca (1998), Fernández (1995), Fernandez y Herruzo (1995) y Fernández (1999) para el caso del sector agrario español. Del análisis de los trabajos de referencia se llega a la conclusión de que existe un relevante consenso en resaltar la importancia de algunos activos como puede ser el capital humano (educación, formación), capital tecnológico (avances técnicos), capital público (dotación de ciertas infraestructuras), especialización productiva, la capacidad de utilización, el aprovechamiento de las economías de escala o las condiciones climáticas.

Hecho este planteamiento general, parece lógico pensar que a nivel empírico la contrastación de estos determinantes puede ser más efectiva cuanto más desagregado sea el estudio a nivel espacial, dado que ello puede permitir resaltar con mayor nitidez las diferencias de dotación de factores entre las distintas zonas. Por ello, nuestra pretensión inicial fue la de efectuar un análisis con datos de panel para provincias o comunidades españolas ya que disponemos de los datos correspondientes de los indicadores de productividad total. Desafortunadamente, las limitaciones estadísticas para algunas de estas variables a nivel desagregado ocasiona que la aplicación práctica se realice para el conjunto de España.

La búsqueda de los factores condicionantes del comportamiento de la productividad total la realizamos utilizando modelos que esencialmente usan técnicas de regresión (modelos de regresión múltiple o modelos con retardos) y modelos que se fundamentan en el análisis de cointegración.

El trabajo lo estructuramos según se detalla a continuación. En el apartado 2, definimos y explicamos en detalle las variables que hemos considerado en la modelización; el índice de productividad utilizado y los factores susceptibles de ser incluidos como posibles determinantes del primero, teniendo en cuenta para ello, por un lado, su relevancia según lo que se deduce de otros estudios y, por otro, el criterio de disponibilidad (el poder disponer de los datos necesarios para su utilización). En el apartado 3, aplicamos los procedimientos econométricos mencionados, para terminar (apartado 4) presentando las conclusiones que nos parecen más relevantes.

## **2. Variables a considerar en la modelización**

Como variable a explicar utilizamos el índice de productividad total de los factores (PTF) a nivel de España, utilizando para su cálculo el habitual índice de Divisia<sup>3</sup> (concretamente su

---

<sup>3</sup>El índice de Divisia es una media ponderada de tasas de crecimiento, en la que las ponderaciones son las participaciones en el valor total de las correspondientes componentes. Dado que la mayoría de los datos económicos a utilizar no tienen un carácter continuo, es necesario adaptar el índice de Divisia al dominio discreto. La aproximación más usual es la propuesta por Törnqvist-Theil:

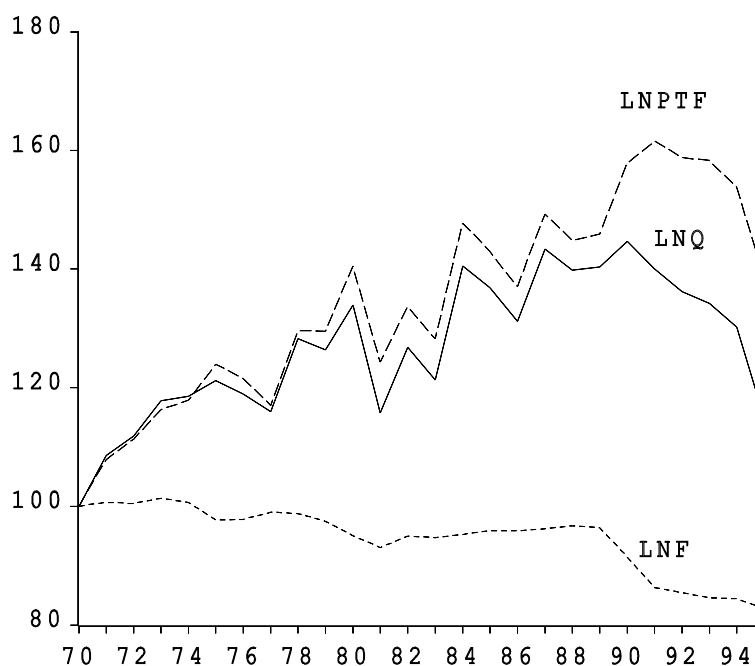
$$\ln (Z_t) - \ln (Z_{t-1}) = \sum_i 1/2 [v_{it} + v_{it-1}] \cdot \ln [X_{it} / X_{it-1}]$$

siendo  $V_{it} = \frac{P_{it} X_{it}}{\sum P_{it} X_{it}}$  y  $[x_1(t), x_2(t), \dots, x_n(t)]$  un conjunto de observaciones que se pretenden agregar teniendo en cuenta el peso relativo de cada una de ellas, el cual se puede presentar mediante el vector  $[p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)]$ .

aproximación discreta de Törqvist-Theil, calculado como índice encadenado). La adecuación de este índice para los análisis de productividad total (por sus buenas propiedades) se justifica teóricamente en numerosos trabajos entre los que podemos citar los de Ritcher (1966), Hulten (1973) o Diewert (1976). Por tanto, es el índice que utilizamos en esta investigación, el cual calculamos como índice encadenado, que según diversos autores como Diewert (1978), Ball (1985) o Thirtle y Bottomley (1992) son preferidos a los directos, entre otras cuestiones por que son menos sensibles a las fluctuaciones anuales de los precios. En el trabajo de Bureau et al. (1990) se justifica la utilización de índices encadenados especialmente en el caso de la agricultura, ya que así se evita que fenómenos accidentales o esporádicos puedan distorsionar el resultado final. Utilizan también índices encadenados para medir la productividad en la agricultura Ball(1985), Thirtle y Bottomley (1989,1992), Alfranca (1995), Aldaz y Millán (1996) y Fernández y Herruzo (1996).

Utilizando este índice se ha realizado la agregación del output (compuesto por 32 cultivos agrícolas y 9 ganaderos, que recogen aproximadamente un 80% de la producción final agraria) y del input (a partir de los factores productivos trabajo, tierra, capital físico, capital ganadero, energía y consumos intermedios). Como diferencia de ambos agregados resultan las tasas anuales de variación de la productividad total.

En la figura 1 se presenta la evolución de las tres variables: producción (LNQ), inputs (LNF) y productividad total (LNPTF), observando como el crecimiento de la productividad es más rápido hasta la entrada en la Comunidad, luego se ralentiza su crecimiento, para decrecer claramente en el quinquenio 1990-95. Efectivamente, la productividad total de los factores del sector agrario español crece a una tasa media anual del 1.53% en el período 1970-95; siendo positiva la tasa del agregado del output (0.78%) y negativa la del input (-0.75%). El aumento es mayor antes de la entrada en la CEE (2.66% para España), y después la tasa se vuelve negativa (-0.14%); por subperíodos el mayor crecimiento tiene lugar en 1970-75, fruto del elevado crecimiento de la producción. Y la situación contraria ocurre en los últimos 5 años, 1990-95, a pesar del fuerte descenso que se da en el consumo de los factores productivos.



**Figura 1.** *Tasas anuales de variación de los índices agregados del input, del output y de la productividad total (1970-95)*

Con el objetivo mencionado de explorar y profundizar en los motivos de los cambios en la productividad del sector agrario español en el período considerado, hemos tenido en cuenta los siguientes posibles determinantes<sup>4</sup>.

- **El capital humano**

En la actualidad se asume con bastante generalidad que la inversión en educación y formación (incrementar el stock de capital humano) repercute en las ganancias de productividad. Los distintos estudios sobre el crecimiento económico (por ejemplo, Lucas (1988), Romer (1989), De la Fuente y da Rocha (1994), Guisán, Aguayo y Expósito

---

<sup>4</sup> Un determinante que sería interesante considerar en la modelización son los efectos de escala. El sector agrario español se caracteriza por un carácter dual, existe un gran número de pequeñas explotaciones, con una participación territorial muy reducida, y por otra parte hay un grupo minoritario de unidades productivas con la mayor parte de la tierra. Y esta distribución se mantiene estable a través del tiempo, así la del último Censo (1989) es similar a la del primero (1962). De todas formas, hay que señalar que cuando se habla de superficie agrícola útil (tierras que se aprovechan realmente con fines productivos), no es tan grande la concentración de la tierra en grandes unidades productivas, aunque sigue siendo muy alto el número de pequeñas explotaciones agrarias. Dado que el último Censo Agrario data de 1989, no fue posible disponer de datos más recientes referentes al tamaño de las explotaciones y no encontramos la información estadística necesaria para elaborar un buen indicador que pudiera representar en gran medida los posibles efectos de escala. La alternativa de intentar contrastar los posibles efectos de escala mediante la especificación de una función agregada de producción, queda fuera del alcance de este trabajo dado los objetivos principales del mismo.

(1998)) ponen de manifiesto la importancia del capital humano como variable relevante a la hora de explicar la evolución dispar de la economía en las distintas áreas y, consecuentemente, su influencia en las pautas de crecimiento de la productividad. En opinión de Martín (1997) el capital humano influye en el crecimiento por una doble vía: la acumulación de habilidades y conocimiento de la mano de obra tiene una influencia directa en la productividad del factor trabajo y, por otra parte, tiene una influencia indirecta al mejorar el rendimiento del capital físico y tecnológico.

En el ámbito del sector agrario español hemos considerado el número de estudiantes que terminaron sus estudios en las escuelas de Capacitación Agraria, Peritos e Ingenieros Agrónomos, como posibles variables proxy de las mejoras en la cualificación de la mano de obra (capital humano):

**-Capacitación agraria (CAP):** Hemos tenido en cuenta el número de alumnos que terminaron sus estudios en las Escuelas de Capacitación Agraria. La fuente son los Anuarios de Estadística del INE. Dicha cifra la hemos dividido entre la población agraria ocupada (que es la misma que utilizamos como input a la hora de calcular la productividad total). Esta población tan sólo tiene en cuenta los subsectores agrícola y ganadero.

**-Educación superior (SUP):** Está formada por los alumnos que terminaron los estudios universitarios de primer ciclo de ingeniería técnica agrícola y por los de segundo ciclo de ingeniería agrónoma. Los datos proceden de los Anuarios de Estadística del INE. Dicha cifra la hemos dividido entre la población agraria ocupada, al igual que en el caso de la capacitación agraria.

#### □ **El capital tecnológico**

Lo mismo que ocurre con el capital humano existen numerosos estudios que contrastan la influencia significativa de la tecnología en el crecimiento económico -véase por ejemplo Romer (1990), Grossman y Helpman (1991)-. Aunque con importantes matizaciones, en la práctica se suelen utilizar los recursos destinados a las actividades de I+D como una medida razonable para generar conocimientos técnicos. Por ello en nuestro ámbito de estudio hemos considerado los gastos en I+D agrario como una variable proxy de los posibles avances técnicos en este sector.

**-Gastos en I+D agrario (ID90):** Hemos tenido en cuenta los gastos internos totales en I+D en las ciencias agrarias. Los datos están expresados en millones de pesetas

corrientes, y los hemos deflactado con el deflactor del PIB al no disponer de uno específico. Dichos datos proceden de la Estadística sobre actividades en investigación científica y desarrollo tecnológico del INE.

Hemos interpolado los datos del año 1976 y 1978 para calcular la cifra del año 1977, en la cual hay una laguna debido a que se produce un paréntesis en la recogida de datos, como consecuencia de una serie de cambios de tipo administrativo, tanto dentro como fuera del INE (desaparece el Patronato Juan de la Cierva, a quien el INE había solicitado su colaboración hasta entonces).

El objetivo de esta estadística es la medición del esfuerzo nacional en actividades de I+D de manera que pueda suministrar la información necesaria para la toma adecuada de decisiones en política científico-tecnológica. Así, se trata de conocer los recursos económicos y humanos destinados a investigación por todos los sectores económicos del país (INE, 1997).

Los sectores de ejecución de los gastos internos totales en I+D son: la Administración Pública, la Enseñanza Superior, las empresas y las instituciones privadas sin fines de lucro. Las Ciencias Agrarias reciben alrededor del 9,5% de los gastos internos totales en actividades de I+D, disminuyendo en la última década hasta el 6,8% en el año 1995. De éstos gastos la mayor parte procede de la Administración Pública (más del 50%), mientras que el sector empresas apenas llega al 20%. Estos datos nos anticipan la escasa atención que las empresas españolas, en general, prestan a las actividades tecnológicas, lo contrario de lo que sucede con el sector empresarial de la Unión Europea que financia mayoritariamente los gastos globales de I+D (más del 50% del gasto).

La clasificación por campos de estudio es la propuesta por la UNESCO, y para nuestro análisis nos referimos al gasto realizado en el área de las "ciencias agrarias".

### **□ El capital público**

El stock de capital público y más concretamente la dotación de ciertas infraestructuras (carreteras, puertos, obras hidráulicas, ferrocarriles, ...), que no están relacionadas directamente con la dotación de factores de las empresas o de los distintos sectores pueden ejercer considerables externalidades positivas sobre sus producciones como se contrasta en numerosos trabajos entre los que se pueden citar los de Aschauer (1989), Stern (1991), Munnell (1992), Argimon y otros (1993), Más y otros(1993) y Guisán y Cancelo (1997).



Siguiendo a Martín (1997) el stock de capital público afecta a la productividad por una doble vía: en primer lugar permite los comportamientos (redes de alta tensión, autopistas, puertos, ...) que requieren las empresas para su actividad, y que en general no son asumibles en su totalidad por la iniciativa privada; y además, unas mejores infraestructuras permiten aprovechar mejor las economías de escala y posibilitan un más fácil abastecimiento de mercados más amplios.

En definitiva, es lógico pensar que el capital público ejerce un impacto positivo sobre la productividad del sector privado, hasta el punto que la dotación de infraestructuras puede condicionar la instalación de las distintas empresas. En nuestro estudio consideramos el gasto público, como variable proxy de las posibles mejoras en infraestructuras.

**-Gasto Público (GP90):** Es el gasto realizado por las Administraciones Públicas (Stock de capital neto público), y la consideramos como aproximación al nivel de infraestructuras existente. Para determinar las dotaciones de capital público se tiene en cuenta la clasificación funcional del gasto de las Administraciones Públicas propuesta por las Naciones Unidas en 1980. Así se reparten los gastos en: carreteras, infraestructura hidráulica, estructuras urbanas, puertos, ferrocarriles, etc. Los datos proceden de las series de capital público del Banco de datos de la Fundación BBV, y están expresados en millones de pesetas constantes del año 1990.

Hay que señalar que la fuerte correlación del gasto público con el gasto en I+D (0.92), se debe a que una parte de este último proviene precisamente de las Administraciones Públicas. En la clasificación de las Naciones Unidas de 1980, aparece en el capítulo de "Asuntos y servicios de agricultura, silvicultura, pesca y caza", en el subapartado de "Investigación y desarrollo experimental en materia agrícola".

□ **El factor meteorológico:** Dadas las características productivas del sector agrario, parece adecuado incluir un indicador o índice meteorológico que nos permita ver la incidencia de las condiciones climáticas en el output agrario.

**-Índice meteorológico (IM):** Hemos elaborado un índice teniendo en cuenta la temperatura y la precipitación de cada año, y siguiendo a Thirtle y Bottomley (1989) y a Hallam (1990) calculamos un índice de Martonne, de aplicación frecuente por su sencillez. En un espacio físico tan variado y complejo como el español, habría que tener en cuenta las diferencias climáticas existentes; y según esto, aplicamos un índice de Martonne "corregido" usando los factores de corrección que se presentan en el trabajo de Alfranca

(1995). La elaboración la realizamos a partir de los datos del Anuario de Estadística Agraria del Ministerio de Agricultura.

#### **□ La estructura productiva**

El sector agrario está constituido por dos subsectores principales (el agrícola y el ganadero), que manifiestan ciertas peculiaridades bien diferenciadas, lo que implica que lo deseable sería analizarlos por separado con la finalidad de poner de manifiesto las posibles diferencias en términos de productividad, lo cual no es posible debido a las restricciones estadísticas existentes. En todo caso, pensamos que un cambio en la representación relativa de los mismos en el total del sector agrario puede incidir en la productividad de este último, siempre que los subsectores experimenten tendencias productivas dispares. Por ello hemos considerado el ratio agricultura / ganadería, como proxy de los posibles cambios en la estructura productiva.

**-Estructura productiva (RAG):** Basada en el ratio que la producción final agrícola supone sobre la producción final ganadera. Los datos proceden de los Anuarios de Estadística Agraria del Ministerio de Agricultura.

#### **□ Consideración de la incorporación de España a la CEE**

Como el período temporal que hemos considerado comprende el año 1986, año en que se hace efectiva la adhesión de España a la CEE, y esta circunstancia, como es sabido, ocasionó importantes cambios en general en las estructuras productivas de la economía española y en el comportamiento de sus agentes económicos y sociales, pensamos que este hecho también puede tener repercusión en el comportamiento de la productividad en el sector agrario español. De hecho la integración comunitaria implicó para el sector el tener que competir en un mercado europeo al mismo tiempo que una adaptación a los mecanismos de la PAC. Por ello pensamos en la inclusión de algún indicador que recoja la posible incidencia de la entrada de España en la CEE, sobre todo teniendo en cuenta que el crecimiento de la productividad total experimenta una importante ralentización a partir el año 1986.

### **3. Modelización econométrica de los determinantes de la productividad**

Nuestra pretensión al intentar modelizar las relaciones entre el índice de productividad total y sus posibles factores determinantes no es la de confirmar

definitivamente una teoría, más bien tratamos de abrir o ensanchar ciertos caminos de investigación, que nos parecen bastante coherentes y seguros, en el ámbito del estudio del comportamiento de la productividad en el sector agrario español.

Dado que nuestro objetivo se centra en la clarificación de relaciones entre las distintas variables implicadas, proponemos un análisis de modelización estructural. Partimos para ello de una metodología que podemos denominar "tradicional" en el sentido de que en se fundamenta en las usuales técnicas de regresión (para diferenciarla del análisis de cointegración que aplicaremos más adelante), y planteamos en primer lugar un modelo múltiple y estático que especificamos de la siguiente forma:

$$(1) \quad LPTF_t = \alpha_0 + \alpha_1 LID90_t + \alpha_2 LGP90_t + \alpha_3 LSUP_t + \alpha_4 LIM_t + \alpha_5 LLAG_t + \varepsilon_t$$

Donde la letra inicial "L" indica que se trata del logaritmo natural de las variables que explicamos a continuación:

PTF= Índice de la productividad total de los factores del sector agrario español (Base 1970=1).

ID90= Gastos internos totales en I+D en las ciencias agrarias, millones de ptas de 1990.

GP90= Gasto realizado por las Administraciones Públicas, millones de ptas de 1990.

SUP= Número de peritos e ingenieros agrónomos dividido entre la población agraria ocupada. Como sustituta de ésta, se puede incluir CAP (alumnos que terminaron en las Escuelas de Capacitación Agraria, dividido entre la población agraria ocupada).

IM= índice meteorológico.

RAG= Ratio producción final agricultura/producción final ganadería..

De esta especificación genérica, que podemos considerar que recoge los aspectos relativos a una función de producción ampliada, hemos probado diferentes variantes, incluyendo alternativamente los distintos indicadores del capital humano, la ordenada en el origen o excluyendo algunas de las variables. Todo ello sin llegar a resultados satisfactorios (escasa bondad del ajuste, variables no significativas, signos incoherentes de los coeficientes, ...).

Teniendo en cuenta que las variables que pueden representar las mejoras en infraestructuras, en la innovación o el capital humano, no tienen porque incidir en el mismo período de tiempo (puede existir un desfase temporal), decidimos tener en cuenta la siguiente especificación alternativa:

$$(2) \quad LPTF_t = \alpha_0 + \alpha_1 LID90_{t-i} + \alpha_2 LGP90_{t-i} + \alpha_3 LSUP_{t-i} + \alpha_4 LIM_t + \alpha_5 LLAG_t + \varepsilon_t$$

donde el subíndice (i) indica el posible retardo a considerar.

De todas las posibles variantes de la especificación (2) incluyendo las distintas combinaciones de retardos de la especificación anterior, destacamos la regresiones presentamos en el cuadro 1. Lo primero que hemos hecho es contrastar si el comportamiento diferenciador que aparentemente presenta la evolución de la productividad a partir de 1986 podía condicionar los resultados. Por tanto, contrastamos la existencia de cambio estructural desde dicho año, para lo cual aplicamos el test de Chow -test que incrementa sus ventajas respecto a otros alternativos cuando podemos intuir a priori el momento del posible cambio estructural (Greene, 1998)- el cual nos corrobora que existe efectivamente dicho cambio en el año 1986 y que el mismo no afecta a los coeficientes angulares del modelo sino que se manifiesta como un efecto medio específico; por lo cual hemos incluido en el modelo una variable ficticia (D86, que toma valor 0 hasta 1985, y 1 desde 1986) para recoger el posible efecto de la entrada de España en la CEE. El resultado lo recogemos en el modelo (2-a).

**CUADRO 1. Resultados de la estimación para la especificación (2)**

| <b>MCO/La variable dependiente es LPTF/Muestra ajustada:1971-1995/Entre paréntesis los ratios t</b> |                          |                          |                          |
|---|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
|   | (Modelo 2-a)             | (Modelo 2-b)             | (Modelo 2-c)             |
| <u>Variable</u>   | <u>Coef. estimado</u>    | <u>Coef. estimado</u>    | <u>Coef. estimado</u>    |
| LID90(-1)   | 0.129714<br>(4.004438)   | 0.148905<br>(5.133783)   | 0.129109<br>(4.088412)   |
| LGP90(-1)   | 0.150839<br>(1.259954)   | -----                    | 0.178901<br>(2.549470)   |
| LSUP(-1)  | 0.013428<br>(0.293006)   | 0.59620<br>(2.137037)    | -----                    |
| LIM   | -1.528764<br>(-2.371107) | -0.754591<br>(-3.807524) | -1.677185<br>(-4.304162) |
| LRAG  | 0.371926<br>(2.996382)   | 0.338907<br>(2.753195)   | 0.371407<br>(3.063335)   |
| D86   | -0.076827<br>(-1.924163) | -0.067146<br>(-1.689096) | -0.074119<br>(-1.953329) |
| R <sup>2</sup>  | 0.910093                 | 0.902581                 | 0.909686                 |
| R <sup>2</sup> ajustado   | 0.886433                 | 0.883097                 | 0.891624                 |
| E. Durbin-Wat.  | 1.795228                 | 1.959672                 | 1.748966                 |

Del modelo (2-a) destacamos, en primer lugar, la presencia de dicha variable dummy que recoge el efecto negativo que sobre la productividad del sector agrario español supone la incorporación a la CEE (ralentizando el crecimiento de ésta), influencia que podemos considerar prácticamente significativa. En segundo lugar apreciamos que, a pesar de considerar dicho cambio estructural, las variables LGP90 y LSUP, aunque con signos correctos, no son significativas. Ello se debe a la fuerte correlación que existe entre las dos variables (un coeficiente de correlación de 0.98), de modo que dada la presencia de una de ellas la otra no aporta información relevante al modelo. Consecuentemente, decidimos eliminar alternativamente cada una de ellas, eligiendo como regresiones definitivas las que presentamos en los modelos (2-b) y (2-c) del cuadro 1.

Para asegurarnos de que el procedimiento de estimación que hemos utilizado en ambas regresiones (2-b) y (2-c) es el adecuado, las propiedades de los estimadores las deseables y, por tanto, que los resultados obtenidos podamos considerarlos con la suficiente fiabilidad, hemos sometido a dichas regresiones a una serie de tests (DW, Jarque-Bera, Breusch-Godfrey, White, ARCH, Ramsey RESET), cuyos resultados nos permiten señalar que las dos ecuaciones de referencia recogen de una forma muy aceptable los principales determinantes de la productividad total de los factores del sector agrario español para el período 1970-95. La interpretación de los resultados de los dos modelos la presentamos a continuación:

-Los coeficientes estimados presentan los signos esperados en ambos modelos, lo cual quiere decir que los avances técnicos (ID90), el capital humano (SUP) y las mejoras en las infraestructuras (GP90) ejercen una influencia positiva sobre el crecimiento de la productividad total. El signo para la variable estructura productiva (RAG) también es el esperado dado que se puede contrastar que, en general, aquellas regiones que tienen mayor peso del sector agrícola ofrecen un mejor comportamiento en su productividad. El índice meteorológico no tiene una interpretación teórica a priori y lo que manifiesta es que las condiciones climáticas han tenido una incidencia negativa sobre la productividad en el período considerado. Lo mismo ocurre con la información que nos ofrece la variable ficticia (D86), al poner de manifiesto que la incorporación de España a la CEE en 1986 incidió negativamente en el crecimiento de su productividad total.

-El ajuste para los dos modelos de referencia es aceptable (en torno al 90%) y los contrastes de significación individual para los parámetros, siguiendo el criterio habitual de la t de Student, y al nivel usual del 5%, se rechaza para todos los casos (excepto para la

variable ficticia para la cual tendríamos que rechazar a un nivel en torno al 10%).

-Otra cuestión a resaltar es que las variables representativas del capital tecnológico (ID90), del capital humano (SUP) y de capital público (GP90) manifiestan su máxima influencia de forma bastante rápida, es decir, con el desfase temporal de un año, coincidiendo con los resultados de otros estudios como los que obtiene, por ejemplo, Griliches (1964) al analizar el impacto de la investigación y la educación en las producciones agrarias.

Aunque los resultados anteriores nos parecen en general satisfactorios, es lógico pensar que las variables como el capital humano, capital público o el gasto en I+D pueden manifestar su efecto transcurridos más períodos de tiempo, es decir, es factible que presenten alguna estructura de retardos. Para tener en cuenta dicha circunstancia especificamos el siguiente modelo genérico de retardos:

$$(3) LPTF_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^n \alpha_i LID_{90_{t-i}} + \sum_{j=0}^n \alpha_j LSUP_{t-j} + \sum_{k=0}^n \alpha_k LGP_{90_{t-k}} + \alpha_4 LIM_t + \alpha_5 LLAG_t + \alpha_6 I$$

Los mejores resultados para la especificación (3) los hemos obtenido aplicando la estructura de retardos de Almon, coincidiendo con la experiencia obtenida en otras investigaciones agrarias en las cuales se trataba de representar el comportamiento de variables como el I+D. Algunos ejemplos de análisis en el sector agrario en los que se usa esta propuesta son los de Wise (1986), Evenson (1982) o Alfranca (1995).

Dado que la propuesta de Almon se fundamenta en el hecho de que los  $\alpha_i$  pueden aproximarse mediante una función polinómica de grado no muy elevado, en nuestro caso hemos utilizado el polinomio cuadrático del tipo  $\alpha_i = \beta_0 + \beta_1 i + \beta_2 i^2$  por diversos motivos:

-Porque puede ser atractivo desde el punto de vista intuitivo para representar el efecto de las variables capital público, capital humano o capital tecnológico.

-Porque la serie que utilizamos es relativamente pequeña, y por tanto no permite el uso de un polinomio de grado elevado.

-Porque funciona bien en otros trabajos sobre el sector agrario como en el caso de Alfranca (1995).

Para determinar la longitud del retardo óptimo hemos tenido en cuenta el valor del estadístico Durbin-Watson, la significación (t), los valores del  $R^2$  corregido, el criterio de Schwartz, la coherencia de los signos y el reducido tamaño de las series.

Considerando las posibles combinaciones relativas a la especificación (3), teniendo en cuenta además que según los resultados obtenidos mediante la especificación (2) no es aconsejable la inclusión conjunta de variables GP90 y SUP, y según los criterios de selección mencionados, hemos seleccionado los tres modelos de retardos que presentamos en la cuadro 2. De los resultados obtenidos en esta tabla para los modelos (3-a) y (3-b) destacamos lo siguiente:

-Las variables proxy del capital humano (SUP) y del capital público (GP90) no admiten en nuestro esquema una representación en términos de retardos distribuidos, y parece que su mejor aportación se concreta en el desfase de un único periodo, coincidiendo con los resultados obtenidos al utilizar la especificación (2).

-La única variable que admite una especificación en términos de retardos distribuidos es el regresor que representa al capital tecnológico (ID90), tanto en el modelo (3-a) como el (3-b). Para esta variable (ID90) la suma de los coeficientes de los retardos es estadísticamente significativa, siendo el retardo individual más significativo (de hecho el único significativo) el que corresponde a un año de desfase, coincidiendo con el resultado que obteníamos con la especificación (2). Dicha distribución de retardos también nos indica (en ambos modelos) que los efectos del gasto en I+D después del tercer o cuarto retardo manifiestan escasa incidencia.

-Como las variables representativas del capital humano (modelo 3-a) y del capital público (modelo 3-b) no son significativas en los modelos de retardos (incluso la SUP tiene signo negativo), si las eliminamos de las regresiones de referencia obtenemos el modelo (3-c). En este modelo se recoge básicamente la información de los dos modelos anteriores (la eliminación de las dos variables de referencia no es relevante dada la significativa correlación que se establece con la distribución de retardos de la variable ID90), pero se mejora la significatividad del resto de las variables.

Una alternativa a los tres tipos de modelos que hemos analizado consiste en utilizar las técnicas de cointegración, las cuales permiten contrastar las relaciones de equilibrio entre la productividad total y sus determinantes teniendo en cuenta las relaciones a corto y largo plazo. Así, por ejemplo, mediante las técnicas de cointegración podemos contrastar si la especificación que presentamos en el modelo (2-b), que consideramos como una relación a largo plazo (no espuria), se puede aceptar según esta metodología (la de cointegración) como una relación de cointegración.



CUADRO 2

Resultados de la estimación para la especificación (3)

| <b>MCO/La variable dependiente es LPTF/Muestra ajustada:1975-1995/Entre paréntesis los ratios-t</b> |                                      |                                      |                                      |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| <u>Variable</u>   | (Modelo 3-a)<br><u>Coef.estimado</u> | (Modelo 3-b)<br><u>Coef.estimado</u> | (Modelo 3-c)<br><u>Coef.estimado</u> |
| LGP90 (-1)  | -----                                | 0.097157<br>(0.689864)               | -----                                |
| LSUP(-1)  | -0.021963<br>(-0.451015)             | -----                                | -----                                |
| LRAG  | 0.278039<br>(1.607504)               | 0.270453<br>(1.577544)               | 0.291934<br>(1.762716)               |
| LIM   | -1.369931<br>( -3.800405)            | -1.554708<br>(-3.096342)             | -1.257566<br>(-4.960711)             |
| D86   | -0.109114<br>( -2.243218)            | -0.118357<br>(-2.397783)             | -0.110616<br>(-2.342494)             |
| PDL01   | 0.097857<br>( 1.432657)              | 0.034633<br>(0.373385)               | 0.083507<br>(1.419832)               |
| PDL02   | -0.019276<br>( -0.484397)            | -0.044976<br>(-0.858083)             | -0.021000<br>(-0.544842)             |
| PDL03   | -0.008822<br>( -0.363598)            | 0.010450<br>(0.313829)               | -0.006011<br>(-0.263422)             |
| R <sup>2</sup>  | 0.881269                             | 0.883504                             | 0.879544                             |
| R <sup>2</sup> ajustado   | 0.830384                             | 0.833577                             | 0.839391                             |
| Est.Durbin-Wat.   | 2.125217                             | 2.046611                             | 2.112415                             |
| Retar. LID90  | Coef.estimado                        | Coef.estimado                        | Coef.estimado                        |
| 0   | 0.10112<br>(0.82975)                 | 0.16639<br>(1.08705)                 | 0.10146<br>(0.85562)                 |
| 1   | 0.10831<br>(2.34051)                 | 0.09006<br>(2.13093)                 | 0.09850<br>(2.47842)                 |
| 2   | 0.09786<br>(1.43266)                 | 0.03463<br>(0.37339)                 | 0.08351<br>(1.41983)                 |
| 3   | 0.06976<br>( 0.94582)                | 0.00011<br>(0.00102)                 | 0.05650<br>(0.85836)                 |
| 4   | 0.02402<br>( 0.59876)                | -0.01352<br>(-0.23223)               | 0.01746<br>(0.48003)                 |
| 5   | -0.03937<br>(-0.59046)               | -0.00624<br>(-0.08216)               | -0.03359<br>(-0.52755)               |
| Suma retardos   | 0.36170<br>( 3.22706)                | 0.27143<br>(2.56651)                 | 0.32384<br>(4.48063)                 |

Aunque la muestra que estamos utilizando es pequeña, aplicamos esta metodología analizando, en primer lugar, el orden de integración de cada una de las series mediante la utilización de los test de raíces unitarias que realiza el programa informático Eviews (versión 2.0), usando básicamente el estadístico ADF (Dickey y Fuller, 1981), con los valores críticos de Mckinnon (1991). Cuando el número de raíces unitarias pudiera resultar dudoso recurrimos al enfoque Box-Jenkins (1970). Los resultados nos confirman que todas

las variables analizadas (LPTF, LID90, LSUP, LLAG, LIM) podemos considerarlas integradas de orden (1).

Una vez analizado el orden de integrabilidad de las variables incluidas en la regresión o modelo (2-b), procedemos a estudiar si dichas variables cointegran. Una forma fácil de contrastar las relaciones de cointegración consiste en estudiar si los residuos de la regresión de cointegración presentan un orden de integrabilidad menor que el de las variables implicadas. En nuestro caso, dado que las variables de referencia podemos considerarlas  $I(1)$ , contrastamos si los residuos presentan o no una raíz unitaria. En caso de que los residuos resultaran ser estacionarios, la relación mencionada sería de cointegración. Hemos analizado el orden de integrabilidad de los residuos (test ADF de integración), aplicamos el contraste de cointegración de los residuos (test ADF de cointegración), usamos el test de Johansen (1988) y aplicamos la metodología Box-Jenkins (1970), llegando a la conclusión de que la estructura de los residuos se aproximan a la de una variable ruido blanco, por tanto, que están vacíos de información y que la relación de referencia podemos considerarla de cointegración.

Si existe una relación de cointegración, siguiendo el Teorema de Representación de Granger -Granger (1981) y Engle y Granger (1987)-, podemos representar dicha relación mediante el mecanismo de corrección de error correspondiente, el cual hemos estimado utilizando el procedimiento bietápico de Engel y Granger (1987); consecuentemente, primero estimamos la relación de equilibrio a largo plazo entre las variables mediante la regresión por mínimos cuadrados ordinarios (modelo 2-b); y en la segunda etapa se realiza la misma estimación pero con las variables en diferencias, e incluyendo los residuos desfasados de la regresión primera para recoger las relaciones a largo plazo. Los resultados se presentan en el cuadro 3.

Respecto al modelo de mecanismo de corrección de error, podemos decir que su estimación es coherente desde el punto de vista econométrico. Todas las variables son significativas (excepto LSUP, aunque con signo correcto); la relación a largo plazo, representada por los residuos retardados, es muy significativa; además, tanto la bondad de ajuste como el estadístico (dw) podemos considerarlos aceptables para este tipo de modelos. Y, lo más importante, los resultados están en la misma línea de los obtenidos con las especificaciones anteriores de la metodología que hemos denominado "tradicional".

CUADRO 3

Estimación del modelo de corrección de error

| MCO // La variable dependiente es LPTF // Muestra ajustada:1972-1995 |                                   |                                 |        |
|--|-----------------------------------|---------------------------------|--------|
| Variable   | Coef.estimado                     | Estadístico-t                   | Prob.  |
| D(LID90(-1))   | 0.150891                          | 2.744610                        | 0.0133 |
| D(LSUP(-1))  | 0.034373                          | 0.836176                        | 0.4140 |
| D(LRAG)  | 0.290646                          | 2.681266                        | 0.0152 |
| D(LIM)   | -2.474826                         | -2.761643                       | 0.0128 |
| D(D86)   | -0.093747                         | -2.392553                       | 0.0278 |
| ERROR(-1)  | -0.997029                         | -4.094290                       | 0.0007 |
| R <sup>2</sup> = 0.717882  | R <sup>2</sup> ajustad = 0.639516 | Estad. Durbin-Watson = 1.887324 |        |

En definitiva, de los resultados obtenidos al aplicar las "técnicas de cointegración" resaltamos varias cuestiones. Por una parte, nos confirma que las especificaciones que utilizamos para tratar de explicar los factores determinantes de la productividad (en este caso el modelo 2-b) no son regresiones espurias, sino que se trata de modelos cointegrados que representan adecuadamente las relaciones a largo plazo entre las variables implicadas. Por otra, que los resultados obtenidos mediante el modelo de corrección del error (MCE) son compatibles y ratifican los obtenidos mediante los modelos seleccionados de las especificaciones genéricas (2) y (3).

#### 4. Consideraciones finales

A modo de resumen y conclusiones de lo expuesto, vamos a destacar a continuación algunos aspectos. En primer lugar, mencionar de nuevo la finalidad principal de este estudio, que no es otra que la de intentar concretar cuáles son los principales determinantes de la productividad total de los factores para el caso del sector agrario español, considerando el periodo relativamente reciente de 1970-1995. Con dicho propósito se tienen en cuenta, de forma conjunta, las siguientes variables explicativas: el I+D agrario, un índice meteorológico, el capital humano agrario, el gasto público o el ratio producción final de la agricultura con respecto a la ganadería. Así se han utilizado dos tipos de técnicas de modelización: metodología basada en técnicas de regresión (mediante la especificación de modelos múltiples y modelos con retardos distribuidos) y metodología de cointegración.

Lo primero que podemos resaltar es que los resultados obtenidos al aplicar los dos procedimientos o metodologías de referencia son perfectamente compatibles, de modo que las estimaciones del modelo de corrección de error validan o ratifican los resultados obtenidos mediante los modelos seleccionados al aplicar las técnicas de regresión tradicionales.

Precisamente, con estos últimos modelos hemos estimado que los avances técnicos (ID90), el capital humano (SUP) y las mejoras en las infraestructuras (GP90) ejercen una influencia positiva sobre el crecimiento de la productividad total. El signo para el parámetro que acompaña la variable estructura productiva (RAG) también es el esperado dado que se puede contrastar que, en general, aquellas regiones que tienen mayor peso del sector agrícola ofrecen un mejor comportamiento en su productividad. El signo negativo para el índice meteorológico, lo que manifiesta es que las condiciones climáticas tuvieron una incidencia negativa sobre la productividad en el período considerado. Lo mismo ocurre con la información que nos ofrece la variable ficticia (D86), al manifestar que la incorporación de España a la CEE en 1986 incidió negativamente en el crecimiento de su productividad total.

En cuanto al desfase temporal de afectación, destacamos que las variables representativas del capital tecnológico (ID90), del capital humano (SUP) y del capital público (GP90) manifiestan su máxima influencia de forma bastante rápida, es decir, con el desfase temporal de un año, y que la única variable que admite una especificación en términos de retardos distribuidos es el regresor que representa al capital tecnológico (ID90), tanto en el modelo que incluye SUP (modelo 3-a) como el que incluye GP90 (modelo 3-b).

Haciendo una interpretación en términos económicos de las regresiones de referencia, podemos afirmar que las propias condiciones climáticas o meteorológicas son las que ejercieron una mayor influencia sobre el crecimiento de la productividad (lo que era de esperar en una actividad tan dependiente de dichas condiciones), le siguen en importancia los cambios productivos internos en la estructura del sector (agricultura/ganadería). A continuación en orden de relevancia le sigue el capital público, el capital tecnológico y finalmente el capital humano. Las elasticidades estimadas para el capital público y el tecnológico son muy similares y la correspondiente al capital humano es ligeramente inferior.

Para terminar decir que, efectivamente, la actividad agraria depende de forma fundamental de las condiciones meteorológicas, sobre todo el subsector agrícola, estando el subsector ganadero menos sujeto a las condiciones agroclimáticas y, en muchos casos, más directamente relacionado con los procesos industriales; pero existen otro tipo de variables muy significativas, controlables, en gran medida, por los agentes sociales implicados, como las mejoras en infraestructuras, en el capital tecnológico agrario y en el capital humano agrario, que deben ser muy tenidas en cuenta por los responsables políticos para conseguir avances en productividad. Evidentemente, la PAC fue y va a seguir siendo un factor condicionante principal para la evolución global del sector en España.

### **Bibliografía**

Aldaz, N. y Millán, J. (1996). Comparación de las medidas de productividad total de los factores en las agriculturas de las CC. AA. españolas. *Revista Española de Economía Agraria*, nº 178: 73-113.

Alfranca, O. (1995). *Productividad total de los factores en la agricultura española: 1964-1989. Medición y determinantes*. Tesis doctoral. Universidad Autónoma de Barcelona.

Alfranca, O. (1996). Influència de la despesa pública en recerca i desenvolupament sobre la productivitat total dels factors a l'agricultura espanyola (1964-1989). *Quaderns Agraris*, 18: 53-71.

Alfranca, O. (1998). Determinantes de la productividad total de los factores en el sector agrario español. *Investigación Agraria, Producción y Protección Vegetales* **13** (1-2): 201-225.

Argimon, I. y otros (1993). Productividad e infraestructuras en la economía española. *Moneda y Crédito*, segunda época, nº 198: 207-252.

Aschauer, D. (1989). Is public expenditure productive?. *Journal of Monetary Economics*, **23**: 177-200.

Ball, V. E. (1985). Output, Input and Productivity Measurement in U. S. Agriculture, 1948-79. *American Journal of Agricultural Economics* **67**( 3): 475-486.

BBV. *La Renta Nacional de España y su distribución*. Varios años

BBV. Base de Conocimiento Fundación Banco Bilbao-Vizcaya.

Berger, J. y Wienberg, D.(1957). Estudio económico de la evolución de la producción agrícola de las Vegas Bajas del Guadiana de 1953 a 1956. *Revista de Estudios Agro-sociales*, nº 21: 21-41.

Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. (1970). *Time series analysis: forecasting and control*. Holden-Day, San Francisco.

Bureau, J; Butault, J.; Hassan, D.; Lerouvillois, P. y Rousseille, J. (1990). *Formation et Répartition des Gains de Productivité dans les Agricultures Européennes, 1967-1987*. Eurostat, Luxembourg.

De la Fuente, A. y Da Rocha, J. M. (1994). Capital humano, productividad y crecimiento, en *Crecimiento y Convergencia Regional en España y Europa*, Instituto Económico (CSIC), Barcelona.

Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica* **49**( 4): 1057-1072.

Diewert, W.E. (1976). Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics*, nº 4: 115-145.

Diewert, W.E. (1978). Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation. *Econometrica* **46**( 4): 883-900.

Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* **55**( 2): 251-276.

- Engle, R.F. y Yoo, B.S. (1989). Cointegrated Economic Time Series: A Survey with New Results. *Discussion Paper*, University of California, San Diego.
- Evenson, R.E. (1982). Agriculture, en *Government and Technical Progress*, R.R. Nelson (ed.). Pergamon, Oxford.
- Expósito, P. (1999). *Comportamiento de la productividad total de los factores en el sector agrario español, 1970-95. Análisis provincial y por comunidades autónomas*. Tesis doctoral. Universidad de Santiago de Compostela.
- Fernández , M.C (1995): *La contribución de la investigación agraria al avance de la productividad en el sector agrario español durante el periodo 1962-89*. Tesis doctoral, Escuela Técnica Superior de Ingenieros Agrónomos, Universidad de Córdoba.
- Fernández , M.C y Herruzo, A. C. (1995): Un análisis de las relaciones entre I+D y la productividad en el sector agrario español, en *III Jornadas RICTES*, Valencia, pp.473-488.
- Fernández , M.C y Herruzo, A. C. (1996): La productividad total de los factores en la agricultura y la ganadería españolas: un análisis regional. *Revista de Investigaciones Agrarias* **11** (1): 71-97.
- Fernández , M.C (1999): La productividad total de los factores en el sector agrario: relaciones de causalidad. *Estudios de Economía Aplicada*, nº12: 69-89.
- Fernández-Cornejo, J. y Shumway, R. (1997). Research and Productivity in Mexican Agriculture. *American Journal of Agricultural Economics* 79(3): 738-753.
- Granger, C.W.J. (1981). Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, nº 16:121-130.
- Greene, W. H. (1998): *Análisis Económico*. Prentice Hall. Tercera edición
- Griliches, Z. (1964). Research expenditures, education, and the aggregate agricultural production function. *The American Economic Review* 54( 6): 961-974.
- Grossman, G.M. y Helpman, E. (1991). *Innovation and Growth in the Global Economy*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Guisán, M.C. and Cancelo, M.T. (1997). Territorial Public Expenditure and Revenue: Economic Impact in the European Regional Growth. *Documentos de Econometría*, nº 9. Servicio de Publicaciones, Universidad de Santiago de Compostela.
- Guisán, M.C.; Aguayo, E. y Expósito, P. (1998). Educación e empleo: a experiencia dos países da OCDE e a política educativa española. *Revista Galega de Economía* **7**(2): 107-118.

Hallam, D. (1990). Agricultural Research Expenditures and Agricultural Productivity Change, *Journal of Agricultural Economics* **41**: 434-439.



- Huffman, W. E. y Evenson, R. E. (1993). *Science for Agriculture.*, Iowa State University Press, Ames, Iowa.
- HULTEN, C.R. (1973). Divisa Index Numbers. *Econometrica* **41**( 6): 1017-1025.
- INE. Anuario Estadístico. Varios años.
- INE. Base de datos tempus. Varios años.
- INE. Censo Agrario. Varios años.
- INE. Estadística sobre las actividades en Investigación Científica y Desarrollo Tecnológico (I+D). Varios años.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Dynamics and Control* **12**: 231-254.
- Lucas, R.E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics* **61**( 2): 435-444.
- Mackinnon, J. (1991). *Critical values for cointegration tests*. En Engle, R. y Granger, C.W.J. editores.
- Martín, C. (1997). *España en la nueva Europa*. Alianza Editorial. Madrid.
- Más, M. y otros (1993). Capital público y productividad de la economía española. *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, Documento de Trabajo nº 9308.
- MINISTERIO DE AGRICULTURA, PESCA Y ALIMENTACIÓN. *Anuario de Estadística Agraria*. Varios años.
- MINISTERIO DE AGRICULTURA, PESCA Y ALIMENTACIÓN. *Anuario Estadístico de la Producción Agrícola*. Varios años.
- MINISTERIO DE AGRICULTURA, PESCA Y ALIMENTACIÓN. *Anuario Estadístico de la Producción Ganadera*. Varios años.
- MINISTERIO DE AGRICULTURA, PESCA Y ALIMENTACIÓN. *Cuentas del Sector Agrario*. Varios años.
- MINISTERIO DE AGRICULTURA, PESCA Y ALIMENTACIÓN. *Manual de Estadística Agraria*. Varios años.
- MINISTERIO DE ECONOMÍA (1979). *Seminario sobre productividad y política de empleo*. Madrid.
- Munnell, A.H. (1992). How Does Public Infraestructure Affect Regional Performance?. *Journal of Economic Perspectives* 6(4): 189-198.
- Pardey, P.G. and Craig, B. (1989). Causal Relationships between Public Sector Agricultural Research Expenditures and Output. *American Journal of Agricultural Economics* 71(1): 9-

19.

Pulido, A. (1983). *Modelos Económicos*. Editorial Pirámide (3ª edición). Madrid.

Richter, M.K. (1966). Invariance Axioms and Economic Indexes. *Econometrica* 34(4): 739-755.

Romer, P. (1989). Human Capital and Growth. Theory and Evidence. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper nº 3173.

Romer, P. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy* **98**(5): 71-102.

Stern, N. (1991). The Determinants of Growth. *Economic Journal* **101**(404): 122-133.

Thirtle, C. y Bottomley, P. (1989). The rate of return to public sector agricultural R&D in the UK, 1965-80. *Applied Economics*, nº 21: 1063-1086.

Thirtle, C. y Bottomley, P. (1992). Total Factor Productivity in U.K. Agriculture (1967-90). *Journal of Agricultural Economics* 43(3): 381-400.

Wise, W. (1986). The Calculation of Rates of Return on Agricultural Research from Production Functions. *Journal of Agricultural Econ*