

# DETERMINANTES DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES EN EL SECTOR AGRARIO ESPAÑOL

**O. ALFRANCA**

Dpto. de Economía (Escuela Universitaria de Ingeniería Técnica Agrícola)  
e Institut Universitari d'Estudis Europeus (Universitat Autònoma de Barcelona)  
C/ Urgell, 187. 08036 Barcelona

## RESUMEN

Este trabajo tiene por objeto medir la influencia del gasto público en I + D, la capacitación agraria, la educación superior agraria, las infraestructuras públicas y un índice meteorológico en el equilibrio a largo plazo de la productividad total de los factores del sector agrario español. Los datos son anuales y corresponden al período 1964-1989. Se utilizan técnicas econométricas de la teoría de la cointegración y contrastes de causalidad en el sentido de Granger. El trabajo confirma la existencia de cointegración entre la productividad total de los factores, el gasto público en I + D agrario, la capacitación y las tecnologías importadas.

**PALABRAS CLAVE:** Gasto público en I + D  
Productividad total de los factores  
Cointegración  
Causalidad

## INTRODUCCION

Las mejoras tecnológicas se han presentado tradicionalmente como determinantes principales de la productividad agraria, junto con la formación del capital humano y la provisión pública de infraestructuras. Nuestro objetivo es cuantificar la importancia de estos factores al explicar la evolución de la productividad de la agricultura española en los últimos años.

El punto de partida es el cálculo de un índice de productividad total de los factores para la agricultura española. El índice calculado deriva directamente de una función de producción transcendental-logarítmica<sup>1</sup> (*translog*). Esta función se escogió porque cumple los supuestos necesarios para la homogeneidad lineal, y los coeficientes representan la elasticidad respecto de la productividad total de los factores.

El último trabajo de Solow (1957) ya planteó que las tasas de crecimiento de una economía pueden no corresponder exclusivamente a los aumentos en la cantidad y calidad de los factores de producción. Este producto inexplicado es lo que se conoce como "residuo"

---

<sup>1</sup> Tal como demostró Diewert (1976, 1980, 1981), los índices de productividad derivan directamente de funciones de producción.

Recibido: 28-4-97

Aceptado para su publicación: 18-9-97

de Solow. Las variables más comúnmente empleadas en los estudios empíricos para fundamentar este residuo son los avances tecnológicos, la mejora en el capital humano, así como la provisión pública de infraestructuras<sup>2</sup>. Esta nota trata de discutir la validez de una serie de factores para explicar este residuo en el caso de la agricultura española, utilizando técnicas de la teoría de la cointegración.

El número de trabajos recientes sobre los determinantes que explican el crecimiento en la productividad total de los factores en la agricultura, utilizando técnicas de cointegración, es reducido. Sin embargo (y aunque todos los estudios que se exponen coinciden en las variables que se consideran determinantes de la productividad total de los factores: el gasto público en I+D, la capacitación y la educación superior), los resultados aparecen como contradictorios.

Así, aunque Pardey, Craig (1989) aceptan la causalidad entre el gasto público en I+D agrario y la productividad para la agricultura americana, el estudio de Hallam (1990) rechaza esta misma hipótesis para la agricultura británica. Una diferencia esencial entre la investigación de Pardey, Craig y la de Hallam es la longitud de la serie disponible. Pardey, Craig utilizan una serie anual desde 1890 hasta 1983. Hallam dispone de una serie más reducida que comienza en 1947 y se extiende hasta 1987. Los dos trabajos usan deflatores específicos para los datos sobre el gasto público en I+D agrario. Esta es una diferencia importante respecto a los datos que se utilizan en esta nota, que han sido deflactados con el deflactor del PIB, a falta de un índice específico para la I+D agraria. Mientras que el trabajo de Hallam concluye que las series de gasto en I+D público en agricultura y el índice productividad total de los factores no son cointegradas (por lo que no puede aceptarse la existencia de una relación a largo plazo entre estas variables), según Pardey, Craig existen relaciones causales tanto entre el gasto en I+D público agrario y la productividad, como al revés, en el caso de la agricultura americana.

Las razones para estas divergencias deben buscarse, a juicio de Schimmelpfennig, Thirtle (1994), más en la longitud de la serie utilizada que en la metodología empleada por los autores (Schimmelpfennig, Thirtle, 1994). De hecho, la investigación de Schimmelpfennig, Thirtle sí que permite aceptar la cointegración entre la productividad total de los factores y el gasto público en I+D agrario en el caso británico. Schimmelpfennig, Thirtle construyen un modelo en datos de panel para diez países comunitarios (entre los que no se encuentra España) y Estados Unidos, y obtienen unos resultados muy semejantes a los de Pardey, Craig, por lo que la metodología centrada en la estimación de una única regresión no parece la más adecuada, especialmente cuando las series disponibles presentan una longitud reducida.

Fernández (1995), Fernández, Herruzo (1995); Alfranca (1995), Alfranca (1996) son algunos ejemplos de trabajos recientes sobre la influencia de la I+D en el sector agrario español. Estos trabajos, que siguen metodologías similares (basadas en el cálculo de números índice y la aplicación de técnicas de estimación basadas en la teoría de la cointegración), confirman que existe una relación lineal entre la PTF y los gastos en I+D.

Las coincidencias entre estos estudios son varias. Así, ambos se basan en el cálculo de índices de productividad total de los factores (en todos los trabajos se calculan índices Tornqvist-Theil para la agricultura española), y siguen técnicas basadas en la teoría de la cointegración. Sin embargo, no existe una evidencia clara sobre la existencia de causalidad

---

<sup>2</sup> Una revisión de la literatura puede hallarse en De la Fuente (1992).

entre la I+D y las mejoras en la productividad agraria. Así, aunque Alfranca (1995) y Alfranca (1996) confirman la existencia de causalidad mediante los contrastes de causalidad de Granger (1969), Fernández, Herruzo (1995), utilizando los contrastes propuestos por Dolado, Lutkepol (1996) no obtienen evidencia clara sobre la causalidad entre gasto público en I+D y PTF.

Una diferencia esencial entre los estudios citados radica en su finalidad última. Mientras que Fernández (1995) y Fernández, Herruzo (1995) se centran en la influencia sobre la PTF de variables relacionadas con la I+D (I+D público, I+D en universidades e I+D privado), y considera también el posible efecto de variables *dummy* climáticas, Alfranca incluye exclusivamente la I+D pública (sin más distinción), pero considera otras variables explicativas (como la capacitación), e incorpora las variables climáticas en el ajuste a corto plazo.

Ninguna de estas investigaciones utiliza como variable explicativa de la productividad total de los factores la dotación de infraestructuras.

La motivación de este escrito se puede resumir en los siguientes puntos:

1. En un momento de intensa renovación en las políticas públicas de protección a la agricultura, puede resultar interesante una propuesta sobre el impacto esperado de las principales fuentes de productividad total de los factores en la agricultura española.

2. Las variables determinantes propuestas se relacionan estrechamente con políticas públicas, y pueden ser un indicador en la asignación pública de recursos.

3. En el modelo, se tratan de conciliar los resultados diversos y la falta de evidencia empírica que existe en la actualidad sobre las relaciones entre la I+D pública y la productividad agraria.

4. Se discute la influencia de las infraestructuras en la evolución de la productividad agraria.

El trabajo se estructura en cuatro apartados: en el apartado 1 se formula un modelo estadístico, y se estudia la existencia de relaciones de cointegración; en el apartado 2 se contrasta la relación de causalidad entre ellas; en el apartado 3 se presentan unas conclusiones. Por último, se ofrece un apéndice estadístico sobre la obtención de los datos utilizados.

## **DETERMINANTES DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES. ESTUDIO MEDIANTE UN ANALISIS DE COINTEGRACION**

El modelo que se presenta plantea una relación a largo plazo entre la productividad total de los factores y un conjunto de variables que la literatura sobre el tema considera como determinantes de la Productividad Total de los Factores en la Agricultura. Las variables escogidas en un principio son el gasto público en I+D, la educación superior agraria, la capacitación y extensión agrarias, el capital público, la tecnología importada y un índice meteorológico.

Si bien las especificaciones que estimaremos en este trabajo no derivan de un modelo teórico, sí se inspiran en las planteadas en las investigaciones comentadas, que sí cuentan con este fundamento. En este trabajo se trata más de estimar un modelo empírico que cuantifique la importancia relativa de los factores habitualmente utilizados en la literatura sobre determinantes de la productividad y crecimiento, que de proponer un modelo teórico, que no tendría sentido, dada la propia finalidad exploratoria del trabajo.

Hemos preferido el análisis basado en la teoría de la cointegración porque suponemos que existen grupos de variables que siguen una misma tendencia, y no presentan un estado estacionario. El uso de técnicas de cointegración sirve para determinar si existe una relación lineal entre una serie de variables, y si esta relación se mantiene en el largo plazo.

La elección de longitud correcta de los retardos es una cuestión importante, puesto que la investigación agraria requiere de bastante tiempo para afectar a la producción y, una vez materializado el efecto, éste se mantiene durante un largo período de tiempo. Los primeros estudios sobre el impacto de la investigación en el *output* agrario, como el de Griliches (1964), utilizaron un retardo de un solo año, o bien la media aritmética de dos años. Estudios posteriores como los de Evenson (1967), Fishelson (1971) o Cline, Lu (1976), estiman un retardo medio de entre seis y siete años. La mayoría de los estudios más recientes alcanzan el punto máximo entre los seis y diez años posteriores<sup>3</sup> al gasto en I+D.

Recientemente, Alston, Pardey (1996) han cuestionado incluso la efectividad de trabajos que utilizan series con observaciones referidas a 40 ó 50 años para tratar de explicar 20 ó 30 años de variación en la productividad. Estos autores señalan que la imposición arbitraria del número de retardos en el modelo puede sobrevalorar la influencia de la I+D<sup>4</sup>.

Por lo anterior, los modelos basados en la teoría de cointegración (que permite determinar la existencia de relaciones a largo plazo entre las variables), fueron preferidos a los modelos de variables en retardo debido a que las fuentes de error en los modelos en retardo multiplicarían sus efectos al trabajar con una serie tan reducida como el de la serie actual de datos<sup>5</sup>, que limita la longitud de los retardos.

## Especificación del modelo

Para la especificación del modelo empírico se ha escogido una función de producción transcendental logarítmica (*translog*), que cumple los supuestos necesarios para la homogeneidad lineal. En esta especificación, los coeficientes de cada variable representan la elasticidad respecto a un índice de productividad total de los factores. Para comprobar la robustez de los resultados, estimaremos dos modelos, utilizando dos índices de productividad total de los factores diferentes. Los índices que se van a emplear son los calculados por Fernández, Herruzo, Evenson (1995), Alfranca (1995). Ambos trabajos calculan índices de Tornqvist-Theil, que son preferidos porque derivan directamente de funciones *translog*. Este tipo de función se escogió por ser una forma funcional flexible y por aproximar con una precisión aceptable cualquier función doblemente diferenciable.

El modelo empírico puede expresarse como:

$$\ln PTF = \alpha + \beta_1 \ln STID_t + \beta_2 \ln SUP_t + \beta_3 \ln CAP_t + \beta_4 \ln STCP_t + \beta_5 \ln HE_t + \mu_t \quad [1]$$

La definición y el fundamento teórico de las variables incluidas en [1] es:

<sup>3</sup> Algunos ejemplos son Lu *et al.* (1979); Evenson (1982); Doyle, Ridout (1985), Thirtle, Bottomley (1989); Hallan (1990); Schimmelpfenning, Thirtle (1994).

<sup>4</sup> Agradezco a un evaluador anónimo esta observación.

<sup>5</sup> Alfranca (1995) propone un modelo de variables en retardo para estimar la influencia del gasto en I + D y de la extensión en la productividad total de los factores de la agricultura española entre 1964 y 1989.

**Lnptf:** Índice Tornqvist-Theil de productividad total de los factores, medido en logaritmos. Para comprobar la robustez de los resultados econométricos, estimaremos las mismas ecuaciones utilizando el índice de productividad total de los factores que obtienen Fernández, Herruzo y Evenson (1995) (lnFHE).

**Lnstid:** Stock de gasto público en I+D agrario, medido en logaritmos. El signo esperado es positivo.

**Lnsup:** Ratio entre el número de alumnos que siguen estudios universitarios de ingeniería agrícola durante este curso (técnicos y superiores), y la población agraria ocupada, medido en logaritmos. El signo esperado es positivo.

**Lncap:** Ratio entre el número de alumnos que siguen estudios de capacitación agraria dividido por la población agraria ocupada, medido en logaritmos. El signo esperado es positivo.

**Lnstcp:** *Stock* de capital público (para el total de las Administraciones Públicas), medido en logaritmos. El signo esperado es positivo.

**Lnhe:** Índice de productividad total de los factores para la agricultura americana calculado por Huffman, Evenson (1993), medido en logaritmos. Esta variable se ha utilizado como una aproximación a los efectos de la transferencia internacional de tecnología en la agricultura española. El signo esperado es positivo.

En el modelo a corto plazo, se considera la influencia de los factores meteorológicos. Para ello utilizamos la siguiente variable:

**Lnimp:** Índice meteorológico de Martonne, ponderado según las diversas zonas geográficas, medido en logaritmos. Esta variable puede incluirse en su forma logarítmica o bien en niveles, según la especificación que de ella se realice en la función *translog* inicial. Si se considera la variable en la forma  $IMP_i = \exp\{\alpha_i + \beta imp_i\}$ , entonces  $IMP_i$  se presenta en niveles y aparece como un factor independiente que provoca variaciones en la productividad total de los factores. Si  $IMP_i = \beta imp_i$ , la variable aparece en logaritmos, y  $\beta$  recoge la elasticidad de  $imp_i$  con respecto a la productividad total de los factores. Por esta razón, ha sido la presentación escogida. Para esta variable no existe un signo esperado *a priori*.

Tal como demostró Diewert (1976, 1980, 1981), la utilización de un índice de productividad implica de una forma directa la elección de un tipo específico de función de producción y, por tanto, la aceptación de una serie de supuestos sobre la forma funcional y las elasticidades de las variables. Los índices utilizados (Lnptf y lnFHE), se basan en una función transcendental logarítmica (*translog*), que es una función flexible, según Diewert (1971). Una función *translog* es una aproximación cuadrática a una función polinómica, sin restricciones sobre los valores de la elasticidad de sustitución, homogénea de grado uno, que no impone la separabilidad. La elección de otros índices (como el de Laspeyres), conllevaría de hecho la elección de una función de producción menos flexible que la *translog* (como por ejemplo una función lineal), y por esto fueron descartados.

El cálculo de las variables relacionadas con la formación del capital humano, se ha realizado con los alumnos matriculados. La razón es que la incorporación al mercado de trabajo de estos estudiantes se realiza habitualmente antes de haber acabado los estudios. Siguiendo a Hallam (1990) y a Schimmelpfennig, Thirtle (1994), preferimos omitir la variable *lnsup* en la estimación del modelo empírico, puesto que la correlación de esta variable con *lnstid* (*stock* de I+D público), es muy elevada (0,979).

La inclusión como variable de las infraestructuras públicas no es evidente. Seguramente gran parte de la infraestructura pública que afecta al sector agrario (en particular la hidráu-

lica), vendría ya recogida en el índice de productividad, mediante la distinción y correcta valoración de la evolución de la superficie de secano y regadío<sup>6</sup>.

Pese a que podría resultar de interés, no se ha podido incluir ninguna variable que refleje las economías de tamaño. La razón es la imposibilidad de estimar simultáneamente la influencia sobre el índice de productividad total de los factores del cambio tecnológico y de las economías de escala debido a la existencia de una fuerte colinealidad entre estas variables. Esto significa que, en el caso de existir economías de tamaño se atribuirán al cambio tecnológico mejoras en la productividad que de hecho no le corresponden. Lo contrario ocurriría en el caso de existir rendimientos decrecientes.

Una definición estadística de las variables y detalles sobre la obtención de la serie de datos se ofrece en el Anexo I.

A continuación, se contrasta la estacionariedad de las series. Este punto es esencial en la construcción de los modelos que se presentan, puesto que si las series no son estacionarias, una combinación lineal sería, en general, no estacionaria, y podrían aparecer deficiencias en la formulación de los modelos y en la distribución de los estimadores.

El análisis basado en la cointegración supone que existen grupos de variables que siguen una misma tendencia, y no presentan un comportamiento estacionario. El análisis de cointegración sirve para determinar si existe una relación lineal entre una serie de variables, y si esta relación se mantiene invariable en el tiempo (es decir, en el largo plazo). Si la teoría sobre la que se basa el modelo es correcta, no existirá entre las variables una tendencia divergente. Tal como señalan Cuthbertson, Hall, Taylor (1992), si no existe una relación lineal entre las variables entonces no es posible cointegrarlas. La cointegración puede utilizarse para validar una teoría siempre que las variables incorporadas presenten tendencias estocásticas muy marcadas (Cuthbertson, Hall y Taylor, 1992).

## Orden de integración de las series

La primera etapa en el contraste de cointegración consiste en determinar el orden de integración de los datos para cada variable. Es decir, contrastar el número de raíces unitarias del modelo. El contraste preferido es el de Phillips, Perron (1988), debido a su compatibilidad con la posible presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad en el término de perturbación. El test de Phillips, Perron (PP) es una corrección no paramétrica del contraste de Dickey, Fuller ampliado (ADF). Los resultados del *test* permiten aceptar que las variables *lnptf*, *lnstid*, *lncap* y *lnhe* son  $I(1)$  (Tabla 1). El hecho de que la variable *lnstid* supere los valores críticos del estadístico PP (en el caso de incluir una constante y tendencia), y los valores demasiado elevados que se obtienen para esta variable al calcular los contrastes para las segundas diferencias, nos inclinó a seguir un principio de parsimonia y aceptar que *lnstid* es  $I(1)$ .

Los mismos contrastes calculados para la variable *lnimp* indican que esta variable es  $I(0)$ <sup>7</sup>. Por otra parte, parece existir evidencia de que la variable *lnstep* es  $I(2)$  (Tabla 1).

Como los contrastes que se han calculado tienen bajo poder (Dejong *et al.*, 1992; Perron, 1991), el estudio de la estacionariedad se completa con el contraste propuesto por

---

<sup>6</sup> Agradezco este comentario procedente de un evaluador anónimo.

<sup>7</sup> La integración del índice *lnfhe* se acepta a partir de los resultados de Fernández, Herruzo (1995).

Kwiatkowski *et al.* (1992) (Tabla 2). En este caso, la hipótesis nula es la estacionariedad. Los valores de los parámetros de retardo de los residuos utilizados en la estimación de la varianza a largo plazo son igual a cero, a cuatro y a doce. Se ha escogido un retardo máximo de doce periodos porque, para la mayoría de las series la estimación de la varianza a largo plazo se ha estabilizado razonablemente para esta longitud.

Los resultados coinciden con los anteriores contrastes (es decir, rechazamos la hipótesis de estacionariedad), para todas las variables excepto para *lnimp*, que ahora rechaza la hipótesis de estacionariedad (Tabla 2).

**TABLA 1**  
**CONTRASTE DE RAICES UNITARIAS**

*Contrasts for unit roots*

ADF	Niveles			Primeras diferencias		
	Constante	Tendencia y constante	Nada	Constante	Tendencia y constante	Nada
Lnpft	-1,029	-2,081	2,054	-5,59	-5,484	-4,045
Lnsid	0,841	-1,517	3,288	-2,638	-2,857	-1,064
Lnsup	2,691	-3,601	5,149	-3,728	-4,217	-1,455
Lncap	-2,568	-2,337	-1,688	-3,657	-3,936	-3,641
Lnscepub	0,395	-2,34	1,454	-1,721	-1,0287	-0,48
Lnhe	-0,221	-2,829	1,884	-5,252	-5,234	-4,291
Lnimp	-4,0662	-4,536	-0,042	-7,699	-7,492	-7,888
VC*	-2,991	-3,612	-1,956	-2,997	-3,622	-1,957

PP	Niveles			Primeras diferencias		
	Constante	Tendencia y constante	Nada	Constante	Tendencia y constante	Nada
Lnpft	-0,287	-3,373	6,691	-11,669	-13,482	-5,673
Lnsid	1,008	-1,417	6,85	-3,784	-3,904	-1,413
Lnsup	1,07	-1,667	6,889	-7,529	-10,708	-6,074
Lncap	-2,314	-1,929	-1,796	-4,475	-4,733	-4,498
Lnscepub	-0,863	-2,0517	8,237	-1,336	-0,663	0,06307
Lnhe	-0,0977	-4,184	9,564	-8,571	-8,533	-8,128
Lnimp	-5,894	-6,744	0,339	-11,089	-10,979	-11,319
VC*	-2,985	-3,602	-1,955	-2,991	-3,612	-1,956

ADF	Segundas diferencias		
	Constante	Tendencia y constante	Nada
Lnsid	-4,948	-4,831	-5,072
Lnscepub	-3,504	-3,894	-3,606
VC*	-3,003	-3,633	-1,957

PP	Segundas diferencias		
	Constante	Tendencia y constante	Nada
Lnsid	-12,648	-12,159	-13,053
Lnscepub	-4,826	-5,815	-4,946
VC*	-2,997	-3,622	-1,957

VC\*: Valores críticos. Fuente: MacKinnon (1991)./VC\*: *Critical values. Source: MacKinnon (1991).*

**TABLA 2**  
**CONTRASTE DE ESTACIONARIEDAD**  
*Contrasts for stationarity*

	(retardos) 0	4	12
Lnpft	0,03106489	0,02810743	0,0162731
Lnstid	0,03247115	0,02816204	0,0162399
Lncap	0,03106488	0,02810648	0,01627224
Lnhe	0,03106264	0,02810349	0,01627105
Lnstcp	0,02548509	0,01394192	0,00686813
Lnimp	0,0310651	0,0340236	0,01627234

Valor crítico al 5% de significación: 0,463/*Critical values*

Fuente: Kwiatkowski *et al.* (1992)./Source: Kwiatkowski *et al.* (1992).

Sin embargo, a la hora de interpretar el contraste para la variable *lnimp* pensamos que es importante considerar algunos puntos:

Los valores calculados para la variable *lnimp* se hallan muy cercanos a los valores críticos.

La muestra es reducida, y tal como señalan Kwiatkowski *et al.* (1992), pueden producirse distorsiones importantes en el caso de utilizar retardos largos.

El contraste propuesto por Perron (1990), para contrastar la existencia de alguna raíz unitaria con cambio en la media, rechaza claramente la existencia de raíces unitarias (Tabla 3).

Los contrastes de Phillips-Perron y el ADF no permiten rechazar que la serie sea  $I(0)$ .

La evolución de la variable *lnimp* (ver gráfico en el apéndice), parece indicar un comportamiento estacionario (lo contrario al resto de variables utilizadas en el modelo). Intuitivamente, no parece extraño suponer que una variable meteorológica presente un comportamiento aleatorio, al menos en un periodo de tiempo corto, como el que se propone en este trabajo.

Por estas razones, nos pareció más prudente no rechazar la hipótesis de que *lnimp* fuese  $I(0)$ .

**TABLA 3**  
**CONTRASTE DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIO EN LA MEDIA**  
**PARA LNIMP**

*Contrasts for unit roots with a change in the means for Lnimp*

Lambda	0,3 0,7	V. Críticos*
Z (alpha)	-30,3538	-17,04
Z (talpha)	-6,8827	-3,39

Fuente: Perron (1990). Lambda: Porcentaje que representa cada uno de los subperiodos respecto al total. La regresión es  $Lnimp = \mu + \gamma * Dummy + \alpha * Lnimp (-1)$ .

Source: Perron (1990). Lambda: Percentage which represent any of the periods from the complete sample. Estimated regression is  $Lnimp = \mu + \gamma * Dummy + \alpha * Lnimp (-1)$ .



## Estimación y contraste de las relaciones de cointegración

En este apartado se comparan los resultados obtenidos en la estimación de las relaciones de cointegración entre la productividad total de los factores, el *stock* de I+D pública agraria, la capacitación y la tecnología importada. Una vez se ha comprobado que las series presentan el mismo orden de integrabilidad, realizaremos los contrastes de cointegración a través del procedimiento de Johansen (1988) y de la estimación bietápica propuesta por Engle, Granger (1987). Estos modelos se estiman utilizando dos índices de productividad total de los factores recientemente calculados para la agricultura española: el de Fernández, Herruzo, Evenson (1995) y el de Alfranca (1995)<sup>8</sup>.

### *Procedimiento de Johansen*

El método preferido en la estimación es el procedimiento máximo verosímil de Johansen (1988). El procedimiento de Johansen es preferido a otros métodos (como la estimación según el método de Engle, Granger (1987) o la estimación dinámica propuesta por Stock, Watson (1993), porque contrasta a un tiempo el orden de integración de las variables y la existencia de relaciones de cointegración, estima todos los vectores de cointegración sin restricciones *a priori*, y no le afecta la endogeneidad de las variables cointegradas.

Los contrastes de cointegración de Johansen indican la existencia de una única relación de cointegración entre el índice de productividad total de los factores, el *stock* de gasto público en I+D agrario, la capacitación agraria y la importación de tecnología. La hipótesis de cointegración se acepta (Tabla 4, Tabla 5), por lo que puede rechazarse que la regresión sea espúrea, y se asegura la consistencia de los estimadores. Como se observa en las Tablas 4 y 5, esta relación se mantiene para los dos índices de productividad utilizados.

Para ilustrar con más detalle el contraste de cointegración consideramos dos sistemas representados por un vector corrector del error que incluye un índice de productividad total de los factores y las variables *lnsid*, *lncap* y *lnhe*.

La longitud del retardo para las primeras diferencias de las variables endógenas del sistema se escogió a partir de un primer modelo con cinco periodos de demora, y contrastando la validez para sucesivas longitudes de retardo inferiores. En los modelos estimados, cuando la estimación se realiza con variables que incluyen más de dos retardos, el valor de la matriz es cercano a cero. Por esta razón, no se consideraron retardos mayores. Una posible consecuencia que se derivaría en el caso de que la longitud del retardo que se utiliza fuera inferior a la real, es que el estimador podría ser sesgado.

El modelo elegido para el vector [*lnptf*, *lnstid*, *lncap*, *lnhe*] incluye dos retardos para cada una de las variables, un término constante, y sin tendencia. En el caso de utilizar el índice *lnfhe*, el modelo escogido no incluye ni constante ni tendencia.

Los coeficientes obtenidos para la variable del gasto público en I+D presentan elevada significación<sup>9</sup> y el signo correcto en el caso de utilizar el índice *ptf* (Tabla 6). En este caso, el valor del coeficiente es semejante al que obtienen Fernández, Herruzo (1995). La variable de

<sup>8</sup> Las pruebas sobre la estacionalidad de *LnFHE* pueden encontrarse en Fernández, Herruzo (1995).

<sup>9</sup> Aunque los valores del estadístico *t* no serán los más adecuados para validar la significación de esta variable.

capacitación presenta el signo correcto con una significación aceptable y la variable que representa la importación de tecnología, aparece con un signo inesperado. La constante es positiva. El término constante del modelo representa la influencia de aquellos aspectos menos dependientes del tiempo en la producción agraria. Así, la constante reflejaría la influencia de variables no observadas como la eficacia en la gestión o la estructura de mercado. Algunas de estas variables es muy probable que estuvieran fuertemente correlacionadas con el índice de productividad total de los factores, si éste se computara de forma correcta.

**TABLA 4**  
**CONTRASTE DE COINTEGRACION DE JOHANSEN. VARIABLES:**  
**LNPTF, LNSTID, LNCAP, LNHE**

*Johansen cointegration test*

<b>Autovalores</b>	<b>0,6109</b>	<b>0,50023</b>	<b>0,322</b>	<b>0,027002</b>
Ho	r = 0	r = 1	r = 2	r = 3
RV	49,277	26,636	9,989	0,657
95% val. crít.	47,21	29,68	15,41	3,76
Coeficientes de la ecuación de cointegración				
Lnpft	1	-10,7467866	0,0457554	-0,61951114
Lnstid	-0,0917	1	0,00539568	-0,06575817
Lncap	-0,0944	-0,46658098	1	0,02530824
Lnhe	0,357	-0,73907455	0,75683453	1
Coeficientes de ajuste				
D (Lnpft)	-0,217	0,0234	-0,605	-0,129
D (Lnstid)	-0,572	0,0618	0,0609	-0,341
D (Lncap)	2,157	-0,233	0,1605	1,288
D (Lnhe)	-0,196	0,0212	0,0551	-0,117

El ajuste a corto plazo de este vector se realiza principalmente en la ecuación D(Lncap), que presenta un elevado coeficiente de ajuste (probablemente demasiado elevado para ser verosímil), y una significación alta. La variable climática parece haber incidido negativamente en la productividad total de los factores de la agricultura española durante las últimas décadas. La variable climática representa baja significación y signo negativo en casi todas las estimaciones (solamente es significativa en el modelo D(Lncap)).

El valor del *test* Jarque-Bera para contrastar la hipótesis de normalidad de los residuos se ha calculado en la relación a largo plazo y es igual a 0,693. La hipótesis de homoscedasticidad se ha contrastado con el *test* ARCH, y es igual a 0,235.

El vector de cointegración estimado con el índice de FHE presenta unos coeficientes significativos y con los valores correctos en la ecuación cointegrada, salvo en el caso de la variable relacionada con la capacitación, que presenta un signo perverso y escasa significación (Tabla 7). El valor de los coeficientes de ajuste es cercano a la unidad para las variables relacionadas con la I+D y la capacitación. La significación es aceptable para las variables relacionadas con la productividad y con el gasto público en I+D. La variable climáti-

ca presenta signo negativo en la mayor parte de las ecuaciones. Sin embargo, el nivel más elevado de significación lo alcanza en el modelo D(lnFHE), con signo positivo.

**TABLA 5**  
**CONTRASTE DE COINTEGRACION DE JOHANSEN. VARIABLES:**  
**LNfHE, LNstID, LNcap, LNhe**

*Johansen cointegration test*

Autovalores	0,682	0,442	0,379	0,308
Ho	r = 0	r = 1	r = 2	r = 3
RV	61,73	34,263	20,259	8,825
95% val. crít.	53,12	34,91	19,96	9,24
Coeficientes de la ecuación de cointegración				
Lnfhe	1	-5,18020305	-2,05938242	0,09615975
Lnstid	0,05971535	1	-0,4608076	-0,09431644
Lncap	-0,30074257	2,62605753	1	0,10384025
Lnhe	-1,57240099	-5,33333333	3,02850356	1
Coeficientes de ajuste				
D (Lnfhe)	-0,448	0,0338	0,18	0,0635
D (Lnstid)	1,0469	-0,0799	-0,4201	-0,148
D (Lncap)	1,0588	-0,079	-0,425	-0,1501
D (Lnhe)	0,0988	-0,00745	-0,0396	-0,014001

**TABLA 6**

**RESUMEN DE LAS ESTIMACIONES DEL VECTOR CORRECTOR DEL ERROR**  
**(LNPTF, INSTID, INCAP, INHE)**

*Vector error correction estimations*

Ecuación cointegrada				
Lnptf	1			
Lnstid	-0,108			
t	-5,383			
Lncap	-0,28			
t	-2,481			
Lnhe	0,597			
t	2,363			
Corrección del error	D(Lnptf)	D (Lnstid)	D (Lncap)	D (Lnhe)
Relación de cointegración	-0,217	-0,572	2,157	-0,196
t	-1,368	-0,759	3,248	-0,419
Lnimp	-0,0429	-0,368	-0,653	0,0275
t	-0,548	-0,989	-1,993	0,119
adjR2	0,171	0,0585	0,524	0,0238
Error standard	0,0262	0,125	0,11	0,0776
Razón de verosimilitud	58,57	22,714	25,635	33,638

TABLA 7

**RESUMEN DE LAS ESTIMACIONES DEL VECTOR CORRECTOR DEL ERROR  
(LNFHE, INSTID, INCAP, INHE)**

*Vector error correction estimations*

<b>Ecuación cointegrada</b>				
Lnfhe				1
Lnstid				-0,0754
t				-4,607
Lncap				-0,401
t				-13,959
Lnhe				-0,142
t				-0,866
<b>Corrección del error</b>	<b>D(Lnfhe)</b>	<b>D (Lnstid)</b>	<b>D (Lncap)</b>	<b>D (Lnhe)</b>
Relación de cointegración	-0,448	1,0469	1,0588	0,0988
t	-2,482	1,867	1,369	0,278
Lnimp	0,103	-0,144	-0,219	-0,00481
t	2,963	-1,343	-1,474	-0,0706
adjR2	0,326	0,0354	0,0612	0,0778
Error standard	0,0384	0,119	0,164	0,0754
Razón de verosimilitud	48,912	22,861	15,473	33,372

El valor del test Jarque-Bera para contrastar la hipótesis de normalidad de los residuos se ha calculado en la relación a largo plazo y es igual a 4,625. La hipótesis de homoscedasticidad se ha contrastado con el test ARCH, y es igual a 0,910.

*Estimación bietápica de Engle y Granger*

En este apartado se presentan los resultados obtenidos mediante el procedimiento de cointegración propuesto por Engle, Granger (1987) para la estimación de las relaciones de equilibrio a largo plazo. Aunque este procedimiento sea más ineficiente que el de Johansen (presenta problemas como la falta de control de la endogeneidad de las variables y la posible autocorrelación de los residuos de la relación a largo plazo), si existe cointegración, los parámetros son superconsistentes.

Los modelos estimados corroboran la existencia de una relación a largo plazo entre las variables estudiadas (Tabla 8). En las dos regresiones el estadístico ADF es claramente superior a los valores críticos y, por tanto, no puede rechazarse que las variables propuestas estén cointegradas.

El valor de la elasticidad de la I+D pública respecto a la productividad no es muy diferente al que hemos obtenido mediante el procedimiento de Johansen, y la significación se acepta con claridad en las dos regresiones. Sí que difiere en cambio la respuesta de la productividad a cambios en la capacitación. La elasticidad es claramente superior en el caso de utilizar el índice de FHE a la que se obtiene con el índice ptf, aunque los signos son los correctos en los dos casos. La capacitación alcanza un nivel aceptable de significación en la relación con el índice FHE. En este caso, la respuesta

de la productividad es mayor a la que provocan los cambios en la I+D pública. La variable que representa la transferencia tecnológica muestra un signo inesperado en las dos regresiones.

**TABLA 8**  
**ESTIMACION BIETAPICA DE ENGLE Y GRANGER.**  
**RELACIONES DE COINTEGRACION**

*Engle-Granger two-step procedure. Cointegrating relationship*

Variable dependiente	Ln <sub>pft</sub>	Ln <sub>fhe</sub>
Lnsid	0,0838	0,129
t	8,0479	0,0255
Lncap	0,0374	0,239
t	1,479	3,85
Lnhe	-0,205	-0,171
t	-2,0587	-0,7009
Cte	4,964	4,712
t	12,409	4,806
R <sup>2</sup> <sub>aj.</sub>	0,927	0,899
error standard	0,0153	0,0922
F	107,788	75,121
DW	1,226	0,834
ADF	-3,977	-3,725
Jarque-Bera	0,693	4,625
ARCH	0,235	0,909

Valores críticos: ADF: -3,75. Fuente: Mackinnon (1991).

*Critical values: ADF: -3.75. Source:MacKinnon (1991).*

**TABLA 9**  
**ESTIMACION BIETAPICA DE ENGLE Y GRANGER.**  
**ESTIMACION EN DOS ETAPAS**

*Engle-Granger two-step procedure. Two stage estimation procedure*

Variable dependiente	Ln <sub>pft</sub>	Ln <sub>fhe</sub>
RLP (-1)	-0,64002	-0,223
t	-2,654	-1,471
Lnimp	-0,0902	0,0609
t	-1,423	0,576
Cte	0,307	-0,178
t	1,465	0,51
error standard	0,0157	0,0426
R <sup>2</sup> <sub>aj.</sub>	0,203	0,0397
DW	1,674	2,575
F	4,0638	1,496
Jarque-Bera	0,388	1,237
ARCH	0,188	0,421

Los modelos de corrección del error representan la rapidez con la que el sistema se ajusta a la situación de equilibrio. Los coeficientes de ajuste presentan signo positivo, aunque solamente el del modelo D(lnptf) es significativo. La variable climatológica muestra un nivel de significación bajo en los dos modelos.

También hemos estimado mediante MCO un modelo de variables en niveles, en el que consideramos la posibilidad de incluir el *stock* de capital público como variable determinante de la productividad total de los factores, aun sabiendo que esta variable no está cointegrada (Tablas 10 y 11). Los resultados obtenidos con el índice de FHE (una elasticidad entre 0,415 y 0,4301), presentan el signo esperado, elevada significación, y además no se alejan sustancialmente de los obtenidos por Argimón *et al.* (1993) (una elasticidad de 0,6) y Mas *et al.* (1993) (una elasticidad de 0,29) para el conjunto de la agricultura española.

**TABLA 10**  
**RELACIONES ESTATICAS. VARIABLE DEPENDIENTE: LNPTF**

*Static relationship. Dependent variable: Lnptf*

	(1)	(2)	(3)	(4)
Lnsid	0,0838	0,078	0,0817	0,0714
t	8,0479	4,399	7,603	3,774
Lncap	0,0374	0,0281	0,040001	0,0247
t	1,479	0,815	1,562	0,713
Lnhe	-0,205	-0,211	-0,192	-0,199
t	-2,0587	-2,0557	-1,903	-1,936
Lnstcp		0,0245		0,0419
t		0,403		0,664
Lnimp			-0,0535	-0,0653
t			-0,869	-1,006977
cte	4,964	4,652	5,0998	4,596
t	12,409	5,324	11,816	5,252
R2 ajustado	0,927	0,937	0,938	0,939
Error standard	0,0264	0,0269	0,0266	0,27
F	107,788	77,805	80,133	62,488
DW	1,226	1,225	1,244	1,262
ARCH	0,235	0,381	0,0254	0,173
Jarque-Bera	0,693	0,44	0,894	0,504
Variables	Cointegradas	Niveles	Niveles	Niveles

#### *Contrastes de exclusión y exogeneidad*

Los contrastes de exclusión a largo plazo y de exogeneidad débil son indicadores de la importancia de cada variable en una relación de cointegración. En nuestro caso, todas las variables resultaron significativas en la relación a largo plazo en los dos modelos (Tablas 12 y 13). Ninguna de las variables puede considerarse débilmente exógena respecto a los parámetros a largo plazo en ninguno de los modelos.

**TABLA 11**  
**RELACIONES ESTATICAS. VARIABLE DEPENDIENTE: LNFHE**

*Static relationship. Dependent variable: Lnfhe*

	(1)	(2)	(3)	(4)
Lnsid	0,129	0,0329	0,132	0,0272
t	0,0255	0,947	4,962	0,719
Lncap	0,239	0,0819	0,235	0,07902
t	3,85	1,212	3,702	1,1402
Lnhe	-0,171	-0,268	-0,186	-0,259
t	-0,7009	-1,338	-0,741	-1,258
Lnstcp		0,415		0,4301
t		3,485		3,405
Lnimp			0,0646	-0,0561
t			0,423	-0,433
cte	4,712	-0,561	4,548	-0,609
t	4,806	-0,328	4,242	-0,348
R2 ajustado	0,899	0,933	0,895	0,9302
Error standard	0,0647	0,0527	0,066	0,0538
F	75,121	87,916	54,283	67,651
DW	0,834	1,1003	0,839	1,139
ARCH	0,909	0,381	0,347	0,631
Jarque-Bera	4,625	0,329	4,52	0,255
Variables	Cointegradas	Niveles	Niveles	Niveles

**TABLA 12**

**CONTRASTE DE RAZON DE VEROSIMILITUD SOBRE LA EXOGENEIDAD DE LAS VARIABLES. VARIABLES: LNPTF, LNCAP, LNHE, LNSTID**

*Likelihood ratio. Exogeneity of the variables*

Contraste de exclusión	Lnptf	Lncap	Lnhe	Lnstid
X (2)	4,581	2,464	4,581	35,677
Contraste de exogeneidad débil	D(Lnptf)	D(Lncap)	D(Lnhe)	D(Lnstid)
X (2)	23,5449319	20,4961346	91,6656412	22,4714784

**TABLA 13**

**CONTRASTE DE RAZON DE VEROSIMILITUD SOBRE LA EXOGENEIDAD DE LAS VARIABLES. VARIABLES: LNFHE, LNCAP, LNHE, LNSTID**

*Likelihood ratio. Exogeneity of the variables*

Contraste de exclusión	Lnfhe	Lncap	Lnhe	Lnstid
X (2)	13,392	13,392	0,574	20,24
Contraste de exogeneidad débil	D(Lnfhe)	D(Lncap)	D(Lnhe)	D(Lnstid)
X (2)	22,328479	24,8666912	90,4252142	27,3372087

## CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER

La cointegración no indica el sentido en que se produce la causalidad entre las variables. Sin embargo, si dos variables están cointegradas, entonces debe existir causalidad de Granger en al menos un sentido. El contraste de causalidad de Granger (1969) efectúa una regresión entre el índice de productividad total de los factores y cada una de las variables cointegradas. Si la variable explicativa es significativa, esto quiere decir que la variable explicativa "causa" al índice en el sentido de Granger.

Como los contrastes de Granger habitualmente utilizados pueden presentar propiedades asintóticas que no son las habituales si las variables del modelo VAR considerado están cointegradas, hemos preferido utilizar el *test* de Wald modificado que proponen Dolado, Lutkepohl (1996).

La longitud de los retardos es como máximo de siete periodos. Se ha escogido siguiendo un criterio de parsimonia y debido a la escasa longitud de la serie utilizada (que no permite la utilización de retardos mayores, puesto que en la estimación se obtienen matrices casi singulares).

La causalidad en el sentido de Granger se ha analizado entre la productividad total de los factores y el resto de las variables. Los resultados del *test* de Wald modificado se recogen en las Tablas 14 y 15. Los VARs se han especificado entre uno y siete retardos para la productividad total de los factores y para el resto de variables. Se incluye la probabilidad de aceptar la hipótesis nula de existencia de causalidad.

**TABLA 14**  
**TEST DE WALD MODIFICADO. VARIABLES:**  
**LNPTF, LNSTID, LNCAPI, LNHE**

*Modified wald test*

Var	1	2	3	4	5	6	7
Lnstid no causa Lnptf	3,092	0,744	1,379	1,702	3,445	3,109	6,465
probabilidad	0,0926	0,488	0,285	0,209	0,0454	0,0818	0,0452
Lnptf no causa Lnstid	0,459	0,561	2,64	3,84	3,014	0,0334	1,954
probabilidad	0,505	0,579	0,0849	0,0284	0,0648	0,0862	0,269
Lncap no causa Lnptf	2,867	0,599	1,139	0,694	1,027	0,949	0,494
probabilidad	0,104	0,559	0,363	0,609	0,452	0,517	0,804
Lnptf no causa Lncap	0,495	2,326	3,838	2,803	2,299	5,929	3,293
probabilidad	0,489	0,125	0,0303	0,0704	0,123	0,17	0,133
Lnhe no causa Lnptf	1,282	0,00867	1,599	2,0372	1,1069	0,641	0,3206
probabilidad	0,27	0,991	0,229	0,148	0,415	0,697	0,91
Lnptf no causa Lnhe	16,474	4,796	2,0904	0,976	0,629	0,389	0,629
probabilidad	0,00052	0,0206	0,142	0,454	0,682	0,864	0,722
	2,71	4,61	6,25	7,78	9,24	10,6	12

Probabilidad: se refiere a la probabilidad de aceptar la hipótesis nula de igualdad a cero de los coeficientes. Los valores tabulados para los diferentes grados de libertad, al 10 p. 100 de significación son



**TABLA 15**  
**TEST DE WALD MODIFICADO. VARIABLES:**  
**LNFE, LNSTD, LNCA, LNHE**

*Modified wald test*

Var	1	2	3	4	5	6	7
Lnstid no causa Lnfe	0,0611	0,569	0,386	1,739	2,205	1,601	1,591
probabilidad	0,807	0,575	0,764	0,201	0,134	0,275	0,342
Lnfe no causa Lnstd	1,368	1,389	1,373	1,996	1,864	1,374	0,686
probabilidad	0,255	0,273	0,287	0,154	0,188	0,341	0,689
Lncap no causa Lnfe	1,278	0,971	3,667	4,156	2,971	3,466	4,0623
probabilidad	0,27	0,397	0,0348	0,22	0,0672	0,0643	0,0968
Lnfe no causa Lncap	0,416	0,485	1,314	2,464	3,433	2,526	3,493
probabilidad	0,526	0,623	0,304	0,0971	0,0459	0,125	0,122
Lnhe no causa Lnfe	0,0409	0,499	0,798	2,517	2,0961	1,434	2,224
probabilidad	0,841	0,614	0,513	0,0922	0,149	0,321	0,229
Lnfe no causa Lnhe	5,855	2,351	1,205	0,66002	0,475	0,687	1,137
probabilidad	0,024	0,122	0,339	0,6305	0,787	0,668	0,478
	2,71	4,61	6,25	7,78	9,24	10,6	12

Probabilidad: se refiere a la probabilidad de aceptar la hipótesis nula de igualdad a cero de los coeficientes. Los valores tabulados para los diferentes grados de libertad, al 10 p. 100 de significación son

No es posible aceptar la existencia de causalidad entre el *stock* de I+D pública y la productividad total de los factores, para ninguno de los índices de productividad utilizados. La inexistencia de causalidad coincide con los resultados obtenidos por Fernández, Herruzo (1995). No tenemos evidencia de lo que pueda ocurrir en periodos de tiempo más largos.

Tampoco aparece ninguna relación de causalidad entre la capacitación agraria y la productividad total de los factores, en ninguno de los dos índices utilizados. La evidencia empírica a favor de la causalidad entre la tecnología importada y la productividad total de los factores es muy baja. En cambio, sí es posible aceptar una relación de causalidad entre la evolución de la productividad total de los factores y la importación de innovaciones. El impacto en este caso se realiza entre los dos primeros períodos, por lo que podría suponerse que la evolución favorable de la productividad favorece la importación de tecnología inmediatamente aplicable al proceso productivo.

## CONCLUSIONES

En este trabajo se confirma la existencia de cointegración entre la productividad total de los factores, el gasto público en I+D, la capacitación agraria y la tecnología importada. La respuesta de la productividad a cada variable se mide con la magnitud de los coeficientes, que representan elasticidades respecto a la productividad total de los factores. Todos los modelos estimados confirman la existencia de relaciones positivas entre la I+D pública y la productividad. Sin embargo, no existe evidencia de que sea la I+D agraria pública la variable con un impacto mayor sobre la productividad. La capacitación agraria aparece en algunos de los modelos estimados como la variable más determinante. Los resultados econométricos no

permiten determinar con certeza la influencia de las innovaciones importadas. La estimación mediante MCO indica la influencia positiva del *stock* de capital público sobre la PTF, si bien debe tenerse en cuenta que estas variables no presentan el mismo orden de integración y, por tanto, las conclusiones que podrían extraerse de esta relación podrían ser erróneas.

No se acepta la causalidad entre la I+D pública agraria sobre la productividad agraria, ni entre la capacitación y la productividad agraria. Estos resultados son similares a los de Fernández, Herruzo (1995). Por lo que se refiere a los posibles efectos sobre la productividad total de los factores de la importación de tecnología, solamente puede aceptarse la existencia de causalidad entre la productividad y la tecnología importada durante los dos primeros periodos, lo que confirmaría la disposición de los productores a importar tecnología directamente aplicable a la producción. La relación de causalidad que se da entre la evolución de la productividad total de los factores y la transferencia de tecnología puede venir provocada por la importación de tecnología inmediatamente aplicable al proceso productivo, que se incrementa al mejorar la PTF. Un problema que limitaría la validez de estos resultados es la imposibilidad de utilizar retardos más largos.

En resumen, este trabajo complementa los resultados de algunos estudios realizados sobre los determinantes de la productividad total de los factores en la agricultura española (como Fernández, 1995; Fernández, Herruzo, 1995), al contrastar la robustez de sus estimaciones y ampliar las variables determinantes. En este sentido, los trabajos comentados son un análisis más minucioso sobre la influencia de la I+D sobre la productividad agraria en España, y el que se presenta incluye en el análisis el efecto de otras variables determinantes de la productividad agraria, como la capacitación o el capital público.

## AGRADECIMIENTOS

Agradezco los valiosos comentarios de dos evaluadores anónimos. Obviamente, cualquier error que subsista es de mi entera responsabilidad. Este trabajo se ha beneficiado del programa SGR97-333 de la CIRIT.

## SUMMARY

### *Total Factor Productivity determinants for the Spanish agricultural sector*

This paper tries to study the relationship between total factor productivity in Spanish agriculture and explanatory variables such as public sector agricultural R & D, extension, higher education, public infrastructure and a weather index, in the long run. The period of the study is between 1964 and 1989. Cointegration and causality tests are applied. Cointegration between total factor productivity, public R & D, extension and imported technologies is accepted.

**KEY WORDS:** Public sector agricultural R & D  
Total factor productivity  
Cointegration  
Causality

## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

ALFRANCA O., 1995. Productividad total de los factores en la agricultura española, 1964-1989: medición y determinantes, tesis doctoral. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad Autónoma de Barcelona.

- ALFRANCA O., 1996. Influencia de la despesa pública en recerca i desenvolupament sobre la productivitat total dels factors a l'agricultura espanyola (1964-1989), *Quaderns Agraris*, vol. 118, pp. 53-71.
- ALSTON J.M., PARDEY P.G., 1996. Making Science pay: Economics of Agricultural R & D Policy, American Enterprise Institute for Public Policy, Washington D.C.
- ARGIMON I., GONZALEZ-PARAMO M., ROLDAN J., 1993. Productividad e infraestructuras en la economía española, Documento de Trabajo n.º 9313. Banco de España.
- CLINE P.L., LU Y.C., 1976. Efficiency aspects of the spatial allocation public sector agricultural research and extension in the United States, *Regional Science Perspectives*, 6, pp. 1-16.
- CUTHBERTSON K., HALL S., TAYLOR M., 1992. Applied Econometric Techniques. Harvester Wheatsheaf.
- DE LA FUENTE A., 1992. Histoire d'A: Crecimiento y progreso técnico, *Investigaciones Económicas*, XVI, 3, pp. 331-391.
- DEJONG D.N.J., NANKERVIS J.C., SAVIN N.E., WHITEMAN C.H., 1992. Integration versus trend stationary in time series, *Econometrica*, 60, pp. 423-433.
- DI EWERT W.E., 1971. An application of the Shephard duality theorem: Generalized Leontieff production function. *Journal of Political Economy*, vol. 79, n.º 3, pp. 284-316.
- DI EWERT W.E., 1976. Exact and Supelative Index Numbers, *Journal of Econometrics*, 4, pp. 115-145.
- DI EWERT W.E., 1980. Aggregation problems in the Measurement of Capital, en D. Usher (ed.), *The Measurement of Capital*, Chicago University Press, Chicago.
- DI EWERT W.E., 1981. The Economic Theory of Index Numbers: A Survey, en A. Deaton (ed.), *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour in Honour of Sir Richard Stone*, Cambridge University Press, Londres.
- DOLADO J., LHTKEPOHL H., 1996. A Making Wald tests work for cointegrated VAR systems, *Econometric Reviews*, n 115, pp. 369-386.
- DOYLE C.J., RIDOUT M.S., 1985. The impact of scientific research on agricultural productivity, *Research Policy*, 14, pp. 109-116.
- ENGLE R.F., GRANGER C.W.J., 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- EVENSON R.E., 1967. The contribution of agricultural research to production, *Journal of Farm Economics*, 49, pp. 1415-1425.
- EVENSON R.E., 1982. Agriculture, en *Government and Technical Progress*, en Nelson, R. (ed.), Pergamon Oxford.
- FERNANDEZ M.C., 1995. La contribución de la investigación agraria al avance de la productividad en el sector agrario español durante el período 1962-1989, Tesis doctoral, Escuela Técnica Superior de Ingenieros Agrónomos, Universidad de Córdoba.
- FERNANDEZ M.C., HERRUZO A.C., EVENSON R.E., 1995. Measurement of Total Factor Productivity in Spanish Agriculture: 1962-1989, *Oxford Agrarian Studies*, n.º 23, pp. 65-71.
- FERNANDEZ M.C., 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.
- FISHELSON G., 1971. Returns to human and research capital and the non-South agricultural sector of the United States, 1949-1964, *American Journal of Agricultural Economics*, 53, pp. 129-131.
- FUNDACION BBV., 1995. El "stock" de capital en España y sus Comunidades Autónomas. Fundación BBV. Bilbao.
- GRANGER C., 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, vol. 37, pp. 424-438.
- GRILICHES Z., 1964. Research expenditures, education and the aggregate agricultural production function, *American Economic Review*, 54, pp. 961-974.
- GRILICHES, Z., 1986. Productivity, R & D, and basic research at the firm level in the 1970's, *American Economic Review*, marzo.
- HALLAM D., 1990. Agricultural research expenditures and agricultural productivity change, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 41, pp. 434-439.
- HUFFMAN W.E., EVENSON R.E., 1993. Science for Agriculture, Iowa State University Press, Iowa.
- INDER B., 1993. Estimating long run relationships in economics, *Journal of Econometrics*, 57, pp. 53-68.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA. Anuario Estadístico, varios años. Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA, 1985. Estadística sobre las actividades en investigación científica y desarrollo tecnológico. Madrid.
- JOHANSEN S., 1988. Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- KWIATKOWSKI D., PHILLIPS P.C.B., SCHMIDT P., SHIN Y., 1992. Testing the null of stationary against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.

- LU Y., CLINE P., QUANCE L., 1979. Prospects for productivity growth in U.S. agriculture, Agriculture Economic Report, n.º 435, ESCS, USDA, Washington D.C.
- MACKINNON J.G., 1991. Critical values for cointegration tests, en Longrun Economic Relationship: Readings in Cointegration, R.F. Engle y C.W.J. Granger (eds.), Oxford University Press, Oxford.
- MAS M., PEREZ F., URIEL E., 1993. Capital público y productividad de la economía española, Documento de trabajo 93-08, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- MAPA. La Agricultura Española en..., varios años. Madrid.
- MAPA. Las cuentas del sector agrario, varios años. Madrid.
- MAPA. Anuario de estadística agraria, varios años. Madrid.
- PARDEY P., CRAIG B., 1989. Causal relationship between public agricultural research expenditures and output, American Journal of Agricultural Economics, 71, pp. 9-19.
- PERRON P., 1990. Testing for a unit root in a time series with a changing mean, Journal of Business and Economic Statistics, 8, pp. 153-162.
- PERRON P., 1991. Test consistency with varying sampling frequency, Economic Theory, 7, pp. 341-368.
- PHILLIPS P.C.B., PERRON P., 1988. Testing for a unit root in time series regression, Biometrika, 75, pp. 335-346.
- SCHIMMELPFENNIG D., THIRTLE C., 1994. Cointegration and causality: exploring the relationship between agricultural R & D and productivity, Journal of Agricultural Economics, 45, pp. 220-231.
- SOLOW R.M., 1957. Technical change and the aggregate production function, Review of Economics and Statistics, 39, pp. 312-320.
- STOCK J.H., WATSON M.W., 1993. A simple estimator of cointegration vectors in higher order integrated systems, Econometrica, 61, pp. 783-820.
- THIRTLE C., BOTTOMLEY P., 1989. The rate of return to public sector R & D in the United Kingdom, 1965-1980. Applied Economics, vol. 21, pp. 1063-1086.
- THIRTLE C., HADLEY D., BUREAU J., 1992. Productivity Comparisons and the Returns to R & D in EC Agriculture, conferencia presentada al Congreso Strengthening Endogenous Development Patterns in European Agriculture, Mediterranean Agronomic Institute, Chania, Creta.

## ANEXO ESTADISTICO. DESCRIPCION DE LAS VARIABLES Y DE LAS FUENTES ESTADISTICAS EMPLEADAS

En este Anexo se describen las fuentes estadísticas que se han empleado para construir las variables utilizadas en los modelos econométricos ya expuestos.

### **Lnptf**

La variable *Lnptf* se define como el logaritmo de un índice de productividad total de los factores para la agricultura española. El índice Tornqvist-Theil de productividad total de los factores que se ha calculado incluye cuatro *outputs* y ocho *inputs*. El índice se calcula encadenado, para evitar que las fluctuaciones excesivas en un período puedan distorsionar el valor final del índice. Los subíndices de *inputs* y *outputs* también se han calculado siguiendo la metodología de Tornqvist-Theil. Se ha considerado la calidad al incorporar los fertilizantes en el índice.

Los *outputs* utilizados en el cálculo del índice son la producción final agrícola, la producción final ganadera, la producción final forestal y las mejoras por cuenta propia. Las variables que componen el índice de *input* son el capital privado agrícola, la población agraria ocupada, las disponibilidades empresariales, las semillas, los piensos, los fertilizantes, energía y otros. Estos datos se obtuvieron (salvo el capital privado y la población activa agraria), de la publicación "Las cuentas del sector agrario", hasta el año 1986 y, posteriormente, del "Anuario de estadística agraria" publicado en 1989, por el MAPA. Las cifras de *output* fueron deflactadas con los índices de precios percibidos publicados en el propio Anuario. Las cifras de *input* se deflactaron con la serie correspondiente de precios pagados.

Los datos sobre capital privado agrícola se obtuvieron de la publicación "El *stock* de capital en España y sus Comunidades Autónomas", publicado por la Fundación BBV en 1995.

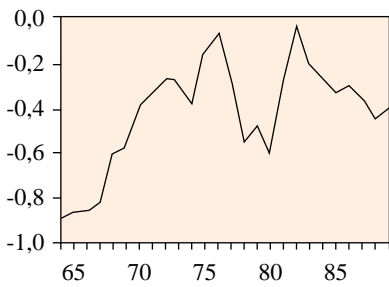
Los datos sobre población agraria ocupada se obtuvieron de sucesivas publicaciones del Anuario Estadístico del INE.

### **LnFHE**

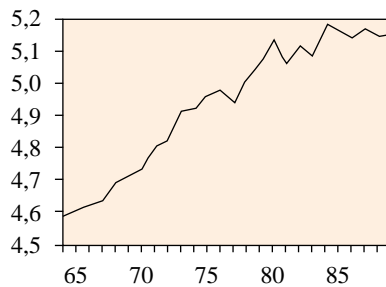
La variable *LnFHE* es un índice Tornqvist-Theil de productividad total de los factores para la agricultura española calculado por Fernández, Herruzo, Evenson (1995). Este índice está compuesto por 41 categorías de *output* y 10 *inputs* diferentes. Los índices de precios utilizados en el cálculo son regionales y consideran aspectos varietales y de calidad.

### **Lnsup**

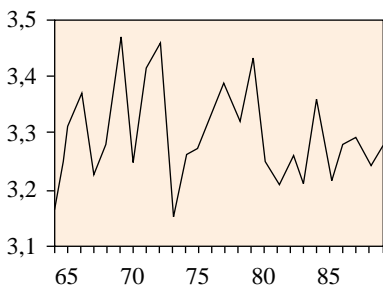
La variable *Lnsup* se define como el cociente entre el número de estudiantes que cursan ingeniería técnica e ingeniería técnica superior agraria y la población agraria ocupada media anual, medido en logaritmos. Las estadísticas sobre el número de estudiantes aparecen en el Anuario Estadístico del INE. Las estadísticas sobre la población agraria ocupada



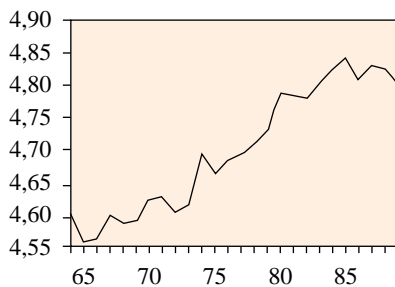
— LNCAP



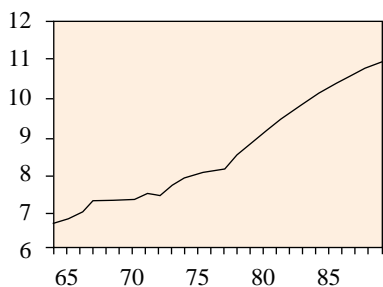
— LNFHE



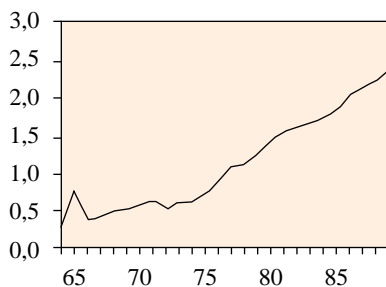
— LNIMP



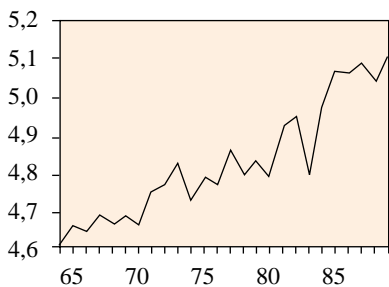
— LNPTF



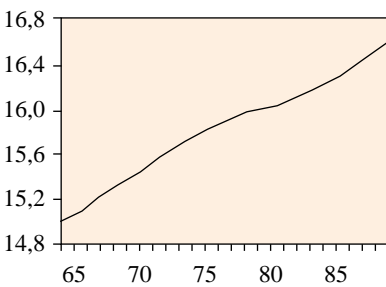
— LNSTID



— LNSUP



— LNHE



— LNSTCP

se han extraído de las sucesivas Encuestas de Población Activa que publica el INE. Esta aproximación es la seguida por Thirtle, Bottomley (1989); Hallam (1990). Una representación alternativa estaría formada por los años de escolarización de los estudiantes. El hecho de que una buena parte de los estudiantes provenga de familias agrarias y se dedique posteriormente a actividades relacionadas con la agro-industria haría preferible, por su sencillez, la primera opción.

### **Lncap**

La variable Lncap se corresponde al cociente entre el número de alumnos matriculados en las Escuelas de Capacitación Agraria y la población agraria ocupada media anual, medido en logaritmos.

Las cifras sobre el gasto en extensión no están disponibles en una serie continua que alcance hasta el año 1989<sup>1</sup>. En la actualidad, las actividades de extensión y capacitación se encuentran descentralizadas y se desarrollan por las Comunidades Autónomas. Este hecho dificulta considerablemente la obtención de las cifras sobre gasto, y por ello se eligió como posible aproximación el número de alumnos asistentes a Escuelas de Capacitación Agraria. La fuente para el número de alumnos en Escuelas de Capacitación son los sucesivos anuarios del INE.

### **Lnstcp**

La variable Lnstcp se define como el *stock* neto de capital público territorializado, a precios de 1970. Para representar el capital público se han utilizado los datos para la inversión realizada por las Administraciones Públicas, que aparecen en la Fundación BBV(1995), a precios de 1970.

### **Lnimp**

La variable Lnimp es un índice meteorológico de Martonne, ponderado según zonas geográficas, en logaritmos.

Existen varias aproximaciones al cálculo de índices que recojan la evolución climática en un territorio. Básicamente, la literatura recoge tres propuestas:

1. Thirtle, Hadley, Bureau (1992); Schimmelpfennig, Thirtle (1994) utilizan como variable proxy el logaritmo de la desviación media para el cultivo de trigo. Esta aproximación presenta como principal problema la posible correlación con el índice productividad total de los factores. Su utilización en la investigación comentada podría derivar de las dificultades para obtener datos meteorológicos correspondientes a una serie de estados diferentes, al confeccionar un panel de datos.

---

<sup>1</sup> La publicación de la serie para el conjunto de España se interrumpe en 1983.

<sup>2</sup> El profesor Martín Vide de la Facultad de Geografía e Historia de la Universidad de Barcelona me facilitó la clasificación de las diferentes zonas climáticas y las correspondientes ponderaciones, que son el resultado de su trabajo empírico.

2. Doyle, Ridout (1985) utilizan las diferencias respecto a las condiciones climatológicas medias, para las que se fija un valor 100. Una dificultad importante en el caso de aplicar este índice al caso español es la de establecer las que serían condiciones medias para cada zona climática, y después las que corresponderían al conjunto del Estado.

3. Otra posible representación de la evolución climática puede obtenerse mediante un índice de Martonne, empleado por Thirtle, Bottomley (1989); Hallam (1990).

El índice de Martonne que hemos calculado se basa en la siguiente fórmula:

$$I = \frac{P}{T + 10}$$

donde I es el índice; P es el volumen de precipitación, y T es la temperatura. Este índice empírico presenta la ventaja de su sencillez (tanto en la facilidad para obtener los datos necesarios como en el cálculo del índice), pero resulta difícilmente aceptable para medir la influencia climática en un espacio físico tan variado y complejo como es el español. Es por esto que utilizamos aquí un nuevo índice de Martonne "corregido", en el que tratan de atenuarse algunas de las diferencias existentes para diez zonas climáticas diferentes.

Las fuentes estadísticas utilizadas para obtener los datos de precipitación y temperatura son el Anuario Estadístico del INE y el Anuario de Estadística Agraria del Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación. Las zonas elegidas, junto con su factor de corrección (fijado para ajustarse a la media del país), aparecen en la tabla 12.

## Lnstid

La variable Lnstid se corresponde con *stock* de I + D agrario público, en logaritmos. Tal como expone INE (1985), las actividades relacionadas con la I + D son tres: la Investigación Fundamental, la Investigación Aplicada y el Desarrollo Tecnológico. No se incluyen entre las actividades de I + D aquellas relacionadas con Educación y Formación. Otras actividades científicas y tecnológicas conexas y otras actividades industriales.

**TABLA 1**  
**FACTORES DE CORRECCION EN LOS INDICES METEOROLOGICOS**

*Correction factors in weather index*

Area climática	Temperatura	Precipitación
Norte y Navarra	1,2	0,5
Castilla-León	1,2	1
Castilla-La Mancha, Extremadura y Madrid	1	1
Andalucía Occidental	0,8	1
Andalucía Oriental y Murcia	1	1
Rioja, Aragón y Lérida	0,8	1
Cataluña (excepto Lérida)	0,8	1
Valencia	0,8	1
Baleares	0,8	1
Canarias	0,8	1

Fuente: Martín Vide (1993). Comunicación Personal.



La fuente estadística principal es la publicación del INE "Estadística sobre las actividades en investigación científica y desarrollo tecnológico". Esta publicación comienza a editarse en 1969, si bien había existido en 1967 un trabajo similar realizado por el Grupo de Planificación del Gabinete Técnico del Patronato "Juan de la Cierva". Los datos correspondientes al período 1960-1963 se obtuvieron de la publicación del Ministerio de Agricultura, "La Agricultura Española en...".

Las cifras se presentan a precios constantes del año 1970, mediante la utilización del deflactor implícito del PIB a coste de los factores. La utilización de un deflactor específico para estos datos mejoraría los resultados del estudio. Esta fuente de error, sin embargo, puede resultar de poca importancia en comparación con otras causas<sup>3</sup>.

### *Construcción de una serie "stock" de I + D público agrario para el período 1960-1989*

La construcción de la serie de *stock* de I + D sigue la metodología seguida por Griliches (1986). Para la elección de la tasa de depreciación de la I + D, nos hemos basado en la práctica propuesta por la American Society of Automotive Engineers, que aconseja la utilización de un período de doce años<sup>4</sup>.

Los problemas principales que plantea la construcción de una serie sobre el gasto público en I + D agrario en España son básicamente dos: la escasa longitud de la serie publicada y la existencia de discontinuidades en los datos disponibles.

En relación a la longitud de la serie, el dato más antiguo que hemos podido conseguir para este trabajo es del año 1960. No existe una publicación específica para años anteriores, y su recopilación constituiría por sí misma un trabajo de investigación.

Por lo que se refiere a las discontinuidades en los datos, la serie comprendida entre los años 1960 y 1989 presenta siete ejercicios para los que no se dispone de observaciones. Los años son: 1964, 1965, 1966, 1968, 1975, 1976 y 1977.

Para solucionar el problema de las observaciones no disponibles hemos estimado dos regresiones: una regresión lineal en logaritmos entre el gasto público en I + D y una variable temporal, y otra regresión entre el gasto público en I + D la variable *Lnsup*. Esta metodología también la utilizan Thirtle, Hadley, Bureau (1992) para completar algunas series de gasto en I + D<sup>5</sup>, en su estudio sobre la productividad de la agricultura en diferentes países de la UE. Se ha escogido la variable *Lnsup* porque el valor del coeficiente de correlación de Pearson con el gasto público en I + D entre 1964 y 1989 es de 0,968. Las diferencias entre valores estimados y valores observados<sup>6</sup> y, además, los gráficos sugieren un gran paralelismo en el comportamiento de las dos series<sup>7</sup>.

---

<sup>3</sup> Una causa evidente son las discontinuidades de datos en las series, o bien la precisión de los datos publicados entre 1960 y 1963. Ministerio de Agricultura (1963) califica estas observaciones de estimativas.

<sup>4</sup> Agradezco a Carles Bernat, profesor de maquinaria agrícola de la Escuela de Ingeniería Técnica Agrícola de Barcelona, este comentario.

<sup>5</sup> Thirtle, Hadley, Bureau (1992) estiman regresiones entre una variable temporal y el gasto público en I + D para obtener los datos no disponibles de Alemania, Francia, Italia y Benelux.

<sup>6</sup> Para la medición se utilizó la media de los errores brutos de predicción, el error cuadrático medio y el error cuadrático porcentual medio.

<sup>7</sup> Una explicación detallada sobre la metodología de construcción de la serie puede hallarse en Alfranca (1995).