

---

# UN EJERCICIO ECONOMETRICO SOBRE LA PRODUCCION Y LA PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO EN EL SECTOR AGRARIO EN ESPAÑA EN 1962 Y 1971 (1)

Por L. Judez Asensio  
y A. García Velázquez

## INTRODUCCION

Entre los diferentes aspectos que se mencionan frecuentemente cuando se estudian los efectos del desarrollo industrial sobre el desarrollo de la agricultura se pueden citar:

- La creciente integración del sector agrario en el resto de la economía, a través de una utilización cada vez mayor de las producciones de otros sectores.
- La creación de empleos fuera del sector agrario, que permitiendo el éxodo rural es responsable del proceso de mecanización de la agricultura.

La consecuencia lógica de estos aspectos debe ser evolución de la influencia de los factores de producción: trabajo y capital, en la producción y en la productividad del trabajo del sector agrario.

Este estudio tiene por objeto el tratar de apreciar la utilidad del modelo econométrico que será descrito posteriormente, para analizar dicha influencia en el sector agrario español en 1962 y 1971.

---

(1) Este trabajo es parte de otro más amplio, en curso de realización en el Institut Agronomique Méditerranéen de Montpellier, sobre el análisis comparativo de las estructuras agrarias españolas en 1962 y 1971/72.

---

Este ejercicio, que puede situarse en el conjunto de trabajos (2) cuyo objeto es estudiar el papel de distintos factores de producción sobre la producción y la productividad del sector agrícola a través de modelos econométricos, presenta las particularidades siguientes:

- Las unidades estadísticas utilizadas para la estimación del modelo son regiones (provincias en nuestro caso preciso).
- El modelo es estimado, además de a nivel nacional, para distintas zonas que pueden considerarse con orientaciones productivas relativamente próximas.

En la primera parte de este artículo presentaremos las características del modelo sobre el que se basa este trabajo. La segunda parte será dedicada al análisis de los resultados obtenidos a partir de su estimación para el conjunto de las provincias españolas. Después de esta fase, procederemos a la estimación del modelo para tres subconjuntos de provincias y comentaremos los resultados más notables que aparecen de esta estimación.

## I. EL MODELO

### Características generales

En una primera aproximación se puede considerar que el aumento de la productividad media del trabajo en una región puede realizarse de dos maneras: incrementando la producción por hectárea y/o disminuyendo la densidad de activos por unidad de superficie. Esta afirmación es evidente si se tiene en cuenta la igualdad:

$$\text{Productividad media del trabajo} = \left( \frac{\text{Producción}}{\text{superficie}} \right) / \left( \frac{\text{Activos}}{\text{superficie}} \right) \quad [1]$$

Ahora bien, los dos términos de este cociente no son independientes, y una disminución de activos agrícolas por hectárea, por ejemplo, no asegura un aumento de la productividad media del trabajo. En efecto, suponiendo que no haya cam-

(2) Tales como los de la Commission des Communautés Européennes [1] y sobre todo los de Griliches, Z., [3], [4], [5].

bios tecnológicos importantes, la disminución del factor trabajo por unidad de superficie llevará consigo generalmente (3) la disminución de la producción y en consecuencia el sentido de la variación del cociente [1] con el que hemos definido la productividad media del trabajo, dependerá de la relación existente entre el trabajo y la producción. Dicha relación puede formalizarse mediante una función de producción.

Así, llamando:

$Y_{it}$  = Producción final de la región  $i$  en el período  $t$   
 $S_{it}$  = Superficie agrícola de la región  $i$  en el período  $t$   
 $K_{it}$  = Capital de explotación de la región  $i$  en el período  $t$   
 $L_{it}$  = Trabajo en la región  $i$  en el período  $t$   
 $U_{it}$  = Término aleatorio

Podemos analizar la influencia de los factores de producción en la productividad del trabajo y en la producción por medio del modelo:

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{Y_{it}}{L_{it}} = \left( \frac{Y_{it}}{S_{it}} \right) / \left( \frac{L_{it}}{S_{it}} \right) \\ \left( \frac{Y_{it}}{S_{it}} \right) = f \left( \frac{L_{it}}{S_{it}}, \frac{K_{it}}{S_{it}}, U_{it} \right) \end{array} \right.$$

Tomando una función de producción de tipo Cobb-Douglas (4) el modelo puede ponerse bajo la forma:

$$\left\{ \begin{array}{l} \left( \frac{Y_{it}}{L_{it}} \right) = \left( \frac{Y_{it}}{S_{it}} \right) / \left( \frac{L_{it}}{S_{it}} \right) \quad [2] \\ \left( \frac{Y_{it}}{S_{it}} \right) = A \left( \frac{L_{it}}{S_{it}} \right)^\alpha \left( \frac{K_{it}}{S_{it}} \right)^\beta (1 + u_{it}) \quad (5) \quad [3] \end{array} \right.$$

(3) Salvo si se está en un tramo de la función de producción de productividad marginal negativa.

(4) La elección de la forma de la función de producción, para estudios macroeconómicos, se hace generalmente al interior de un número limitado de funciones. Una exposición de ellas se encuentra, entre otros, en Cramer, J. S., [2], capítulo 10, y en Stoleru, L. [11], capítulo XV. Criterios empíricos tales como la bondad del ajuste de la función a los datos son tomados en consideración para el establecimiento de su forma definitiva. Este argumento ha sido la base de la elección de una función de tipo Cobb-Douglas para nuestro estudio.

(5) Esta ecuación puede transformarse de la manera siguiente:

$$\ln \left( \frac{Y_{it}}{S_{it}} \right) = \ln A + \alpha \ln \left( \frac{L_{it}}{S_{it}} \right) + \beta \ln \left( \frac{K_{it}}{S_{it}} \right) + u_{it}$$

si se supone que  $\ln(1 + u_{it}) \approx u_{it}$ .

donde  $A$  es una constante y  $\alpha$  y  $\beta$  son las elasticidades de la producción por hectárea con respecto al trabajo y al capital referidos a la unidad de superficie.

Sustituyendo en la ecuación [2]  $\left(\frac{Y_{it}}{S_{it}}\right)$  por su expresión en [3] se obtiene el modelo uniecuacional:

$$\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = A \left(\frac{L_{it}}{S_{it}}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{K_{it}}{S_{it}}\right)^{\beta} (1 + u_{it}) \quad [4]$$

a partir del cual se podrá estudiar la influencia de los distintos factores de producción en la productividad media del trabajo.

Señalemos finalmente, antes de presentar la especificación precisa y la estimación del modelo para el caso de la agricultura española, que dicho modelo es equivalente al representado por el sistema:

$$\begin{cases} \left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = \left(\frac{Y_{it}}{S_{it}}\right) / \left(\frac{L_{it}}{S_{it}}\right) \\ Y_{it} = A L_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} S_{it}^{\gamma} (1 + u_{it}) \\ \alpha + \beta + \gamma = 1 \end{cases}$$

que contiene una función de producción de tipo Cobb-Douglas bajo la hipótesis de rendimientos de escala constantes.

### **Especificación y estimación del modelo para la agricultura española**

#### *Especificación*

En el punto precedente hemos presentado de una manera general la forma de un modelo para analizar la producción y la productividad media del trabajo en el sector agrícola. Las variables retenidas en nuestro ejercicio, para el caso de la agricultura española, han sido:

- a) variable concerniente la producción  
— valor de la producción final agraria ( $Y$ );
- b) variable concerniente del factor trabajo  
— número de personas ocupadas en el sector agrario ( $L$ );

- c) variables relativas al capital  
 — valor de los consumos intermedios del sector agrícola ( $K_1$ );  
 — caballos vapor de tractores y motocultores ( $K_2$ );
- d) variable concerniente a la tierra  
 — superficie total productiva ( $S$ ).

Teniendo en cuenta estas variables y llamando  $\alpha$ ,  $\beta_1$  y  $\beta_2$  a las elasticidades de la producción por hectárea con respecto al trabajo, a los consumos intermediarios y a la tracción respectivamente, la influencia de estos factores sobre la producción podrá estudiarse a partir del modelo (6):

$$\left(\frac{Y_{it}}{S_{it}}\right) = A \left(\frac{L_{it}}{S_{it}}\right)^{\alpha} \left(\frac{K_{1it}}{S_{it}}\right)^{\beta_1} \left(\frac{K_{2it}}{S_{it}}\right)^{\beta_2} (1 + u_{it}) \quad [5]$$

y el análisis de su influencia sobre la productividad media del trabajo podrá hacerse por medio de la ecuación (7)

$$\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = A \left(\frac{L_{it}}{S_{it}}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{K_{1it}}{S_{it}}\right)^{\beta_1} \left(\frac{K_{2it}}{S_{it}}\right)^{\beta_2} (1 + u_{it}) \quad [6]$$

Hay que señalar que con esta especificación del modelo sólo hemos retenido variables relativas a los aspectos: trabajo, tracción y consumos intermedios y que no hemos tenido en cuenta otras variables que se introducen generalmente en las funciones de producción del sector agrícola (relativas a los edificios, por ejemplo) y en otros (maquinaria y ganado) por no tener las variables suficientemente agregadas para introducir las en el modelo sin disminuir considerablemente los grados de libertad. En particular, no hemos tenido en cuenta de una manera explícita la existencia de distintas calidades de tierra. Este aspecto, que es generalmente un problema importante en la especificación de funciones de producción, ha sido eludido en nuestro caso al referir la producción y el nivel de los distintos factores de producción a la unidad de superficie (7) (8).

(6) Se trata de la función de producción semejante a la presentada en la ecuación [3] del punto 1.0.

(7) Ecuación similar a la [4] del punto precedente 1.0.

(8) Esta especificación tiene, por otra parte la ventaja de reducir los problemas de multicolinealidad que pueden presentarse al estimar la función de producción bajo forma:

Las consecuencias de estas omisiones serán examinadas cuando presentemos, en el párrafo siguiente, el procedimiento utilizado para la estimación de los parámetros del modelo. Notemos desde ahora, sin embargo, la posibilidad de introducir en el modelo todas las variables que influyen la producción agrícola (y en consecuencia la productividad por persona) (9).

### *Estimación*

Como hemos visto en el punto precedente, la influencia de los factores de producción retenidos sobre la producción y la productividad media del trabajo puede estudiarse mediante las ecuaciones [5] y [6]. Así pues, bastará estimar los parámetros  $\alpha$ ,  $\beta_1$  y  $\beta_2$  para que dicha influencia pueda analizarse.

Estos parámetros, que como ya hemos indicado son las elasticidades de la producción por hectárea con respecto a los distintos factores de producción, pueden estimarse por varios procedimientos, para definir la estructura del modelo a nivel nacional.

Si hacemos la hipótesis de existencia de equilibrio concurrencial en los mercados de los factores de producción y si suponemos que estamos en una situación de rendimientos de escala constantes, los parámetros  $\alpha$ ,  $\beta_1$  y  $\beta_2$ , para un período de tiempo determinado, corresponden a los porcentajes que en la producción agrícola representan los costes de los factores de producción a los que dichos parámetros están asociados (10).

Otra manera de estimar los parámetros del modelo es ajustando la función de producción representada por la ecua-

$$Y_{it} = A L_{it}^{\alpha} K_{1it}^{\beta_1} K_{2it}^{\beta_2} S_{it}^{\gamma} (1 + u_{it})$$

y que afectarán la calidad de las estimaciones de los parámetros del modelo, si se procede para ellos por el método de mínimos cuadrados, que como veremos más adelante es el método de estimación que nosotros hemos utilizado.

(9) En la obra de Heady, E. O., y Dillon, J. L. [6] se señalan las variables generalmente utilizadas en las funciones de producción del sector agrícola, así como la forma en que dichas variables pueden ser consideradas.

(10) Ver, por ejemplo, Stoleru, L. ([11], p. 345).

ción [5], por el método de mínimos cuadrados (11), tomando como unidades estadísticas una serie de datos temporales a nivel nacional (el subíndice  $i$  de la ecuación [5] sería constante) o conjunto de datos de sección transversal (el subíndice  $t$  de [5] constante) (12).

Un trabajo cuyo objeto es el análisis de los factores que influyen la productividad agrícola en la C.E.E., por medio de modelos lineales ajustados a partir de series temporales, ha sido realizado por la Comisión de las Comunidades Europeas [1], que concluye considerando los resultados como no satisfactorios (13).

Los trabajos de GRILICHES (Z.) [3], [4], [5] se basan en funciones de producción agregadas a nivel nacional, estimadas a partir de datos de sección transversal (14). En estos trabajos GRILICHES pone en evidencia las ventajas de este método de estimación de elasticidades con respecto al método que consiste en tomar como coeficientes de elasticidad la parte que representa el coste de los diferentes factores de producción en la producción nacional agraria (15).

En nuestro caso hemos procedido a la estimación de los parámetros  $\alpha$ ,  $\beta_1$ , y  $\beta_2$  para 1962 y para 1971, mediante el ajuste del modelo [5] por mínimos cuadrados ordinarios tomando como unidades estadísticas las cincuenta provincias españolas (16).

---

(11) En este caso haremos las hipótesis clásicas sobre el término aleatorio:

$$E\{U_{it}\} = 0 \quad E\{U_{it}^2\} = \sigma^2 \quad \text{y} \quad E\{U_{it}, U_{jt}\} = 0,$$

que permiten obtener por mínimos cuadrados ordinarios estimadores lineales de  $\alpha$ ,  $\beta_1$  y  $\beta_2$  insesgados y de varianza mínima, a partir del modelo previamente linealizado (aplicando logaritmos) y suponiendo que  $\ln(1 + U_{it}) \approx U_{it}$ .

(12) Eventualmente, también se puede utilizar para estimar los parámetros de la ecuación [5] una serie temporal de datos de sección transversal.

(13) Es interesante señalar que una de las razones de las insuficiencias de los resultados del estudio, es que en él se obtienen elasticidades de la producción con respecto al trabajo negativas, que como la hacen notar los autores (p. 186) «...no significa que la producción pueda aumentarse disminuyendo la cantidad de trabajo, sino que la producción y el trabajo están sometidos en el tiempo a un proceso de crecimiento o de decrecimiento».

(14) Las unidades estadísticas en estos trabajos son explotaciones medias de diferentes regiones de U.S.A.

(15) Este aspecto es tratado en [4].

(16) Los datos concernientes a las variables observadas en estas unidades estadísticas se han tomado de Judez, L.; G. Velázquez, A., y cols. [9].

---

Antes de pasar el análisis de los resultados de estas estimaciones debemos señalar ciertos inconvenientes de las mismas.

En primer lugar notemos que la introducción de nuevas variables explicativas en el modelo (introducción que como hemos visto en el punto 1.1.0. sería necesaria para especificar correctamente la función de producción [5]) tendrá como consecuencia (17), el cambio de magnitud de los parámetros estimados.

Por otra parte, teniendo en cuenta que las cantidades utilizadas de ciertos factores de producción no son realmente variables predeterminadas, los estimadores obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios no son consistentes (18).

En fin, otra razón de inconsistencia de los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios son los errores de medida que inevitablemente existen en las variables explicativas que hemos utilizado (19).

Dejando el estudio más preciso de los problemas que conciernen a la calidad estadística de los estimadores para futuros trabajos, vamos a examinar en los párrafos siguientes el tipo de análisis que puede desprenderse del modelo estimado, haciendo la hipótesis de que, pese a los inconvenientes señalados precedentemente, las estimaciones de los parámetros del modelo pueden poner de manifiesto las diferencias más notables entre las funciones de producción del sector agrícola español de 1962 y de 1971, así como aquellas que aparecen en estos dos periodos en los distintos tipos de orientación productiva considerados (20).

---

(17) Salvo si el conjunto de variables explicativas son estadísticamente independientes.

(18) Para obtener estimadores consistentes sería necesario poder formular el sistema de ecuaciones simultáneas al que pertenece la función de producción y proceder a su estimación por métodos apropiados para los modelos multicuacionales. Una descripción de estos métodos se encuentra, entre otros, en Johnston, J. [7].

(19) La obtención de estimadores consistentes, en este caso, podría asegurarse utilizando variables instrumentales u otros procedimientos cuya descripción puede encontrarse en Johnston, J., opus cit.

(20) Notemos que aunque se deba presentar gran atención a la calidad estadística de las estimaciones del modelo hay que señalar la observación de Griliches ([4], p. 339). «The most important test of an estimated production function is not how well fits the data it was derived from but rather whether and how it can «predict» and interpret subsequent».



## II. RESULTADOS DEL MODELO A NIVEL NACIONAL

Los resultados más importantes obtenidos a partir de la estimación del modelo descrito anteriormente pueden resumirse en los puntos siguientes:

1. Los coeficientes de elasticidad, recogidos en el cuadro 1 muestran:
  - la disminución de la importancia del trabajo de producción entre 1962 y 1971 y el aumento de la importancia de los factores asociados al capital, particularmente los consumos intermedios

CUADRO 1

Estimaciones de las elasticidades de la producción respecto a los diferentes factores de producción

Año	Trabajo $\alpha$	Tracción $\beta_1$	Consumos intermedios $\beta_2$	Constante A	R <sup>2</sup>	Grados de libertad
1962	0,63 ** (0,06)	0,10 ** (0,03)	0,33 ** (0,05)	1,01	0,91	46
1971	0,44 ** (0,08)	0,19 ** (0,05)	0,46 ** (0,08)	1,36	0,86	46

\*\* Coeficiente diferente de cero para un nivel de significación  $\leq 1\%$ .

\* Coeficiente diferente de cero para un nivel de significación comprendido entre 1% y 5%.

— Entre paréntesis se indican las desviaciones típicas de los coeficientes.

— R<sup>2</sup> es el cuadrado del coeficiente de correlación múltiple.

— Las estimaciones de los coeficientes se han hecho a partir del modelo:

$$\ln\left(\frac{Y}{S}\right) = \ln A + \alpha \ln\left(\frac{L}{S}\right) + \beta_1 \ln\left(\frac{K_1}{S}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{K_2}{S}\right) + u$$

con las unidades de variables siguientes:

$\frac{Y}{S}$ : 1.000 ptas./ha.;  $\frac{K_2}{S}$ : 1.000 ptas./Ha. (pesetas del año correspondiente).

$\frac{L}{S}$ : activos/100 ha.;  $\frac{K_1}{S}$ : caballos de vapor/100 Ha.

que en 1972 es el factor al que se asocia la elasticidad más elevada.

- La comparación de las elasticidades entre 1962 y 1971 pone en evidencia que el progreso técnico realizado en este período economiza trabajo con respecto al capital (21).
2. Del cuadro 2, concerniente a las productividades marginales de los diferentes factores considerados se observa:
- La disminución de las productividades marginales de los factores de capital entre 1962 y 1971. Estas

CUADRO 2

Estimaciones de las productividades marginales de los factores (1)

Año	Trabajo (2)	Tracción (3)	Consumos intermedios (4)
1962	28	9	2,20
1971	43 [29]*	6 [4,1]*	1,74 [1,58]*

(1) Estas productividades han sido calculadas en el punto correspondiente a las medias geométricas de las variables.

(2) Mil pesetas/persona (ptas. del año correspondiente).

(3) Mil pesetas/caballo de vapor (ptas. del año correspondiente).

(4) Pesetas producción/pesetas consumos intermedios (ptas. del año correspondiente).

\* Productividades de 1971 en pesetas en 1962, que se han obtenido de la manera siguiente:

— Para el trabajo y la tracción: dividiendo las productividades de 1971 por el índice de precios percibidos por los agricultores en el mismo año (1962:100).

— Para los consumos intermedios: multiplicando la productividad de 1971 por el cociente entre el índice de precios pagados en 1971 (1962:100) y el de precios percibidos en 1971 (1962:100).

(21) En efecto, puesto que se verifica que para valores de capital y de trabajo dados el cociente entre la productividad marginal del trabajo y la del capital (tanto cuando se trata de la tracción como cuando se trata de los consumos intermedios) de 1971 es inferior al de 1962. Esta condición para la existencia de un progreso técnico que economice trabajo es señalada por Malinvaud, M. ([10], p. 104).

disminuciones, sin embargo, no son estadísticamente significativas (22).

- La productividad del trabajo en 1962 no es significativamente distinta del salario medio de un obrero fijo en España en este período, mientras que esta productividad, en 1971, se sitúa por debajo del salario medio para este año (23). Esta constatación podría conducir a pensar que en 1971 el éxodo rural motivado además de por razones externas

### CUADRO 3

Estimaciones de los incrementos de la productividad media del trabajo debido a variaciones de una unidad de factor de producción por unidad de superficie (1)

Año	Trabajo (2)	Tracción (3)	Consumos intermedios (4)
1962	1,58	0,88	21,07
1971	7,84 [5,30]*	0,83 [0,56]*	24,91 [22,55]*

(1) Los incrementos han sido calculados en el punto correspondiente a las medias geométricas de las variables.

(2) Incremento (en 1.000 ptas/persona) debido a la disminución de una persona por 100 hectáreas.

(3) Incremento (en 1.000 ptas/persona) si se aumenta un caballo de vapor por 100 hectáreas.

(4) Incremento (en 1.000 ptas/persona) si se aumentan los consumos intermedios en 1.000 pesetas por hectárea.

\* Incremento de 1971 en pesetas de 1972, que se han obtenido de la manera siguiente:

— Para el trabajo y la tracción: dividiendo los incrementos de 1971 por el índice de precios percibidos por los agricultores en el año (1962:100);

— Para los consumos intermedios: multiplicando el incremento de 1971 por el cociente entre el índice de precios pagados en 1971 (1962:100) y el de precios percibidos en 1971 (1962:100).

(22) Cuando no mencionamos el nivel de significación nos referimos a un nivel de 5%.

(23) El Ministerio de Agricultura estima el salario medio de un obrero fijo a 65 ptas/día en 1962 y a 187,6 ptas/día en 1971.

---

al sector agrícola como en 1962 por razones propias a dicho sector, ya que si la productividad es inferior al salario, los empresarios agrícolas no tendrán interés en tener personal asalariado (24).

3. Los coeficientes del cuadro 3 proporcionan una estimación del aumento de la producción final agrícola por activo, para incrementos unitarios en los niveles de utilización de los diferentes factores de producción.
4. La estructura del modelo que ha sido la base de los comentarios precedentes fue estimada bajo la hipótesis implícita de que las distintas provincias españolas poseen la misma función de producción. Ahora bien, se puede lógicamente pensar que la influencia de los distintos factores de producción sobre la producción variarán en función de la orientación productiva de la región.

Con el fin de examinar este aspecto hemos clasificado las provincias españolas en tres tipos de orientación productiva (25):

- Provincias orientadas hacia las producciones bovinas y próximas: La Coruña, Lugo, Orense, Pontevedra, León, Oviedo, Santander, Vizcaya y Guipúzcoa.
- Provincias orientadas hacia la fruticultura y/o la horticultura y próximas: Barcelona, Tarragona, Girona, Castellón, Valencia, Alicante, Murcia, Almería, Málaga, Logroño, Navarra, Baleares, Sta. Cruz de Tenerife y Las Palmas.
- Provincias de agricultura extensiva y próximas. Este grupo está constituido por el resto de las cincuenta provincias españolas.

Para cada uno de estos grupos hemos obtenido una estructura del modelo. El análisis comparativo de dichas estructuras será el objeto del punto siguiente.

---

(24) Más adelante veremos que este fenómeno desaparece al considerar funciones de producción más desagregadas.

(25) La clasificación retenida es la utilizada en el trabajo de Juez, L., y G. Velázquez, A., citado en la referencia [8].

### III. RESULTADOS DEL MODELO PARA DIFERENTES TIPOS DE ORIENTACION PRODUCTIVA

Las estimaciones de los parámetros del modelo para los tres tipos de orientaciones productivas mencionadas precedentemente se presentan en el cuadro 4 (26).

1. La comparación de las estimaciones de este cuadro con las que aparecen en el cuadro 7 (anejo), que han sido obtenidas reduciendo el número de provincias de cada orientación (27), da una idea de la estabilidad de las estimaciones.

A partir de esta comparación, se pueden hacer las constataciones siguientes:

CUADRO 4

Estimaciones de las elasticidades de la producción respecto a los diferentes factores de producción por tipos de agricultura

AGRICULTURA EXTENSIVA						
Año	Trabajo $\alpha$	Tracción $\beta_1$	Consumos intermedios $\beta_2$	Constante A	R <sup>2</sup>	Grados de libertad
1962	0,50 ** (0,07)	0,20 ** (0,05)	0,23 ** (0,07)	0,99	0,90	23
1971	0,51 ** (0,08)	0,39 ** (0,07)	0,30 ** (0,10)	0,65	0,90	23

(26) Notemos que si hubiéramos procedido a una estimación más correcta del modelo, desde el punto de vista estadístico (tomando en cuenta varias ecuaciones y utilizando variables instrumentales, por ejemplo), el número de observaciones del que se dispone para cada orientación serían suficientes (sobre todo para las orientaciones: «producciones bovinas» y «fruticultura y/o horticultura») para asegurar la obtención de estimadores insesgados.

(27) Las provincias eliminadas en cada grupo son aquellas cuya orientación de la producción se aleja de la orientación «media» de cada grupo.

- 
- La existencia de una cierta estabilidad en las estimaciones de los parámetros del modelo para el grupo «agricultura extensiva».
  - En el grupo de orientación «fruticultura y/o horticu-  
ltura» se observan diferencias importantes en las estimaciones del cuadro 4 y del cuadro 7, para las elasticidades asociadas a la tracción en 1962 y a los consumos intermedios en 1971.
  - Se obtiene un mal ajuste del modelo en 1962 para la orientación «producciones bovinas», y en 1971 solamente la elasticidad concerniente a los consumos intermedios es significativamente distinta de cero. Estas diferencias en el ajuste del modelo para este tipo de orientación productiva pone de manifiesto la necesidad de tomar en cuenta otras variables (en particular se puede pensar a aquellas concernientes el stock de ganado) para explicar correctamente el nivel de producción en estas provincias.
2. Teniendo en cuenta los comentarios precedentes, podemos pasar a analizar los aspectos más notables que pueden deducirse del cuadro de elasticidades concernientes a los diferentes tipos de orientación productiva (cuadro 4) y que son los siguientes:
- El nivel de tracción mecánica únicamente parece jugar un papel fundamental en las provincias del grupo «agricultura extensiva». Esta afirmación se basa en el hecho de que la elasticidad de la producción con respecto a la producción es netamente diferente de cero sólo en el grupo de «agricultura extensiva» y significa que para los periodos considerados (1962 y 1971), en este grupo, las provincias más mecanizadas eran aquellas que obtenían mayores producciones por hectárea.
  - En 1971, los consumos intermedios parecen tener una gran influencia sobre la producción en las provincias orientadas hacia las producciones bovinas. Esta influencia en 1971 contrasta con la importancia despreciable de este factor en 1962.
-

## FRUTICULTURA Y/O HORTICULTURA

Año	Trabajo $\alpha$	Tracción $\beta_1$	Consumos intermedios $\beta_2$	Constante A	R <sup>2</sup>	Grados de libertad
1962	0,64 ** (0,11)	0,23 ** (0,08)	0,33 ** (0,09)	0,76	0,96	10
1971	0,55 ** (0,1)	0,07 (0,06)	0,37 ** (0,11)	1,9	0,90	10

## PRODUCCIONES BOVINAS

Año	Trabajo $\alpha$	Tracción $\beta_1$	Consumos intermedios $\beta_2$	Constante A	R <sup>2</sup>	Grados de libertad
1962	0,56 (0,24)	0,07 (0,13)	0,22 (0,22)	1,23	0,59	5
1971	-0,15 (0,18)	0,13 (0,15)	0,68 (0,15)	5,37	0,81	5

\*\* Coeficiente diferente de cero para un nivel de significación  $\leq 1\%$ .

\* Coeficiente diferente de cero para un nivel de significación comprendido entre 1% y 5%.

- Entre paréntesis se indican las desviaciones típicas de los coeficientes.
- R<sup>2</sup> es el cuadrado del coeficiente de correlación múltiple.
- Las estimaciones de los coeficientes se ha hecho a partir del modelo

$$\ln\left(\frac{Y}{S}\right) = \ln A + \alpha \ln\left(\frac{L}{S}\right) + \beta_1 \ln\left(\frac{K_1}{S}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{K_2}{S}\right) + u$$

con las unidades de variables siguientes:

$\frac{Y}{S}$  : 1.000 ptas/Ha.;  $\frac{K_2}{S}$  : 1.000 ptas/Ha. (pesetas del año correspondiente).

$\frac{L}{S}$  : activos/100 Ha.;  $\frac{K_1}{S}$  : caballos de vapor/100 Ha.

---

La explicación del débil peso de los consumos intermedios en 1962 es, tal vez, que en este período el empleo de dichos consumos era bastante limitado en todas las provincias del grupo.

En 1971 se asiste a un aumento considerable de la utilización de estos factores de producción. La neta relación que aparece entre esta variable y la producción final, en este período, puede explicarse si se considera que el nivel de los consumos intermedios (constituidos fundamentalmente, en este grupo por los alimentos concentrados de ganado exteriores a la explotación) es función de los efectivos del ganado; efectivos de los que a su vez depende esencialmente la producción final agraria de este grupo.

— El signo negativo de la elasticidad de la producción con respecto al trabajo en 1971, en este grupo de producciones bovinas, aunque no es significativamente distinto de cero, puede interpretarse como un índice de un exceso de población agrícola en las provincias de más débil producción del grupo.

3. A partir de las productividades marginales de los factores que se muestran en el cuadro 5, se puede observar:

— Cómo de una manera general parece que las productividades marginales del trabajo han aumentado entre 1962 y 1971, mientras que las asociadas a los factores de capital han disminuido. Hay que notar sin embargo que desde un punto de vista estadístico el único incremento entre 1962 y 1971 significativamente distinto de cero (28) es el correspondiente al de la productividad marginal del trabajo en el grupo de agricultura extensiva.

---

(28) Considerando solamente los incrementos para los cuales los coeficientes de 1962 y 1971 son significativamente distintos de cero.



**CUADRO 5**  
**Estimaciones de las productividades marginales de los factores, por tipo de agricultura (1)**

<b>AGRICULTURA EXTENSIVA</b>			
<i>Año</i>	<i>Trabajo (2)</i>	<i>Tracción (3)</i>	<i>Consumos intermedios (4)</i>
1962	24	9	1,36
1971	61 [41,24]*	9 [6,09]*	1,30 [1,18]*
<b>FRUTICULTURA Y/O HORTICULTURA</b>			
<i>Año</i>	<i>Trabajo (2)</i>	<i>Tracción (3)</i>	<i>Consumos intermedios (4)</i>
1962	33	22	2,08
1971	64 [43,27]*	3 [2,03]* (N.S)	1,74 [1,58]* (N.S)
<b>PRODUCCIONES BOVINAS</b>			
<i>Año</i>	<i>Trabajo (2)</i>	<i>Tracción (3)</i>	<i>Consumos intermedios (4)</i>
1962	17 (N.S)	2,16 (N.S)	
1971	-12 [-8,11]* (N.S)	9 [6,09]* (N.S)	2,40 [2,17]

(N.S) Valores que no son distintos de cero para nivel de significación de 5%.

(1) Estas productividades han sido calculadas en el punto correspondiente a las medias geométricas de las variables.

(2) Mil pesetas/persona (ptas. del año correspondiente).

(3) Mil pesetas/caballo de vapor (ptas. del año correspondiente).

(4) Pesetas producción/pesetas consumos intermedios (ptas. del año correspondiente).

\* Productividades de 1971 en pesetas de 1962, que se han obtenido de la manera siguiente:

— Para el trabajo y la tracción: dividiendo las productividades de 1971 por el índice de precios percibidos por los agricultores en ese mismo año (1962:100).

— Para los consumos intermedios: multiplicando la productividad de 1971 por el cociente entre el índice de precios pagados en 1971 (1962:100) y el de precios percibidos en 1971 (1962:100).

- 
- En los grupos de «agricultura extensiva» y de fruticultura y/o horticultura, las productividades marginales del trabajo (tanto en 1962 como en 1971) no difieren de una manera significativa del salario medio de un obrero fijo agrícola. Hay que notar, sin embargo, la productividad marginal relativamente elevada del trabajo en 1962 del grupo «fruticultura y/o horticultura» que podría considerarse como un índice de capacidad de atracción de trabajo de este tipo de agricultura en 1962.

Esta interpretación un tanto sorprendente parece ser confirmada por el hecho de que en ciertas provincias de este grupo se ha registrado un aumento de asalariados agrícolas entre 1962 y 1971, según los datos presentados por el Banco de Bilbao en sus informes sobre la renta nacional y su distribución provincial (29).

4. A partir del cuadro 6, que da los incrementos de la productividad media del trabajo debidos a variaciones unitarias de los factores de producción, se puede constatar:

- Que las provincias del grupo «agricultura extensiva» parecen las más aptas a beneficiarse de la disminución de activos por hectárea para aumentar su productividad media del trabajo. Este fenómeno se explica fundamentalmente por el débil nivel de activos a la hectárea que posee este tipo de agricultura.
- Los grupos de «agricultura extensiva» y de «fruticultura y/o horticultura» mejoran entre 1962 y 1971 su aptitud a aprovechar la disminución de activos por hectárea para incrementar su productividad media del trabajo. Esto se debe por una parte al incremento entre 1962 y 1971 de la productividad media del trabajo en esos dos grupos que se ha acompañado a una disminución de los activos por hectárea.

---

(29) En ocho provincias españolas se ha producido este aumento de asalariados agrícolas, de las cuales siete pertenecen al grupo de «fruticultura y/o horticultura».

**CUADRO 6**  
**Estimaciones de los incrementos de la productividad media del trabajo**  
**debidos a la variación de una unidad de los factores de producción por**  
**unidad de superficie en los diferentes tipos de agricultura (1)**

<b>AGRICULTURA EXTENSIVA</b>			
<i>Año</i>	<i>Trabajo (2)</i>	<i>Tracción (3)</i>	<i>Consumos intermedios (4)</i>
1962	3,41	1,34	19,2
1971	11,09 [7,50]*	1,70 [1,15]*	24,47 [22,15]*
<b>FRUTICULTURA Y/O HORTICULTURA</b>			
<i>Año</i>	<i>Trabajo (2)</i>	<i>Tracción (3)</i>	<i>Consumos intermedios (4)</i>
1962	1,21	1,44	13,74
1971	4,63 [3,13]*	0,29 [0,20]* (N.S)	15,43 [13,97]*
<b>PRODUCCIONES BOVINAS</b>			
<i>Año</i>	<i>Trabajo (2)</i>	<i>Tracción (3)</i>	<i>Consumos intermedios (4)</i>
1962	0,68 (N.S)	2,42 (N.S)	11,66 (N.S)
1971	6,11 [4,13]* (N.S)	0,62 [0,41]* (N.S)	14,63 [13,25]*

(N.S) Valores no distintos de cero para nivel de significación de 5%.

(1) Los incrementos han sido calculados en el punto correspondiente a las medidas geométricas de las variables.

(2) Incremento (en 1.000 ptas/persona) debido a la disminución de una persona por 100 hectáreas.

(3) Incremento (en 1.000 ptas/persona) si se aumenta un caballo de vapor por 100 hectáreas.

(4) Incremento (en 1.000 ptas/persona) si se aumentan los consumos intermedios en 1.000 ptas. por hectárea.

\* Incrementos de 1971 en pesetas de 1962, que se han obtenido de la manera siguiente:

— Para el trabajo y la tracción: dividiendo los incrementos de 1971 por el índice de precios percibidos por los agricultores en ese año (1962: 100).

— Para los consumos intermedios: multiplicando el incremento de 1971 por el cociente entre el índice de precios pagados en 1971 (1962: 100) y el de precios percibidos en 1971 (1962: 100).

**CUADRO 7**  
**Estimaciones de las elasticidades de la producción respecto a los**  
**diferentes factores de producción por tipos de agricultura**

AGRICULTURA EXTENSIVA (1)						
Año	Trabajo $\alpha$	Tracción $\beta_1$	Consumos intermedios $\beta_2$	Constante A	$R^2$	Grados de libertad
1962	0,48** (0,10)	0,20 ** (0,06)	0,22 ** (0,08)	1,01	0,88	16
1971	0,40 ** (0,09)	0,29 ** (0,09)	0,32 * (0,14)	1,05	0,88	16

(1) Provincias del grupo: Avila, Burgos, Guadalajara, Huesca, Palencia, Salamanca, Segovia, Soria, Teruel, Valladolid, Zamora, Zaragoza, Alava, Albacete, Badajoz, Cáceres, Ciudad Real, Cuenca, Granada, Toledo.

FRUTICULTURA Y/O HORTICULTURA (2)						
Año	Trabajo $\alpha$	Tracción $\beta_1$	Consumos intermedios $\beta_2$	Constante A	$R^2$	Grados de libertad
1962	0,61 ** (0,14)	0,06 (0,1)	0,47 * (0,15)	1,06	0,98	5
1971	0,44 * (0,12)	0,03 (0,12)	0,81 * (0,21)	1,76	0,97	5

(2) Provincias del grupo: Almería, Alicante, Castellón, Murcia, Las Palmas, Santa Cruz de Tenerife, Valencia, Palma de Mallorca, Málaga.

---



---

**PRODUCCIONES BOVINAS**


---

<i>Año</i>	<i>Trabajo</i> $\alpha$	<i>Tracción</i> $\beta_1$	<i>Consumos intermedios</i> $\beta_2$	<i>Constante</i> <i>A</i>	$R^2$	<i>Grados de libertad</i>
1962	0,34 (0,29)	0,11 (0,13)	0,19 (0,21)	2,48	0,42	4
1971	-0,04 (0,08)	-0,01 (0,07)	0,92 * (0,22)	4,26	0,84	4

(3) Provincias del grupo: La Coruña, Lugo, Orense, Pontevedra, Oviedo, Santander, Guipúzcoa y Vizcaya.

\*\* Coeficiente diferente de cero para un nivel de significación  $\leq 1\%$ .

\* Coeficiente diferente de cero para un nivel de significación comprendido entre 1% y 5%.

- Entre paréntesis se indican las desviaciones típicas de los coeficientes.
- $R^2$  es el cuadrado del coeficiente de correlación múltiple.
- Las estimaciones de los coeficientes se han hecho a partir del modelo

$$\ln\left(\frac{Y}{S}\right) = \ln A + \alpha \ln\left(\frac{L}{S}\right) + \beta_1 \ln\left(\frac{K_1}{S}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{K_2}{S}\right) + u$$

con unidades de variables siguientes:

$\frac{Y}{S}$ : 1.000 ptas/Ha;  $\frac{K_2}{S}$ : 1.000 ptas/Ha. (pesetas del año correspondiente).

$\frac{L}{S}$ : activos/100 Ha;  $\frac{K_1}{S}$ : caballos de vapor/100 Ha.

---

#### IV. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos podido constatar el interés analítico del modelo utilizado para el estudio de la influencia de diferentes factores de producción en la producción y en la productividad media del trabajo del sector agrícola. Los resultados obtenidos, sin embargo, tras los comentarios que hemos hecho sobre la especificación y la estimación del modelo, no pueden considerarse como definitivos y deberán ser confirmados o rechazados por trabajos realizados a un nivel de agregación semejante al de este ejercicio pero con un modelo mejor especificado y utilizando técnicas de estimación más precisas o mediante estudios hechos a un nivel más desagregado, pueden ser por ejemplo los efectuados a partir de explotaciones agrícolas.

La conclusión más importante de este ejercicio es, sin duda, haber puesto en evidencia cómo el análisis se encuentra considerablemente enriquecido al asociar distintas estructuras del modelo a diferentes tipos de orientación de la producción. A este respecto se puede pensar que los resultados de un estudio de este tipo serán más útiles si se toman unidades estadísticas más homogéneas desde el punto de vista de sus orientaciones productivas.

Señalemos finalmente que una posible aplicación del modelo que ha sido la base de este trabajo, y que no es excesivamente exigente en datos, es su utilización en comparaciones internacionales, para estudiar en diversos tipos de orientación productiva el papel que juegan los diferentes factores de producción en la producción agrícola de distintos países.

---

## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- [1] COMMISSION DES COMMUNAUTÉS EUROPEENNES: Evolution de la productivité de l'agriculture dans la C.E.E. *Informations internes sur l'agriculture*, n.º 44, Juin 1969.
- [2] CRAMER, J. S.: *Empirical econometrics*, North-Holland Publishing Company, Holland, 1969. Traducción española en Fondo de Cultura Económica, 1973.
- [3] GRILICHES, Z.: Estimates of the aggregate agricultural production function from Cross-Sectional Data. *Jour. Farm. Econ.*, May, 1963, n.º 45, 419-428.
- [4] GRILICHES, Z.: The source of measured productivity growth: US agriculture. *Jour. Pol. Econ.*, August, 1963, n.º 71, 331-346.
- [5] GRILICHES, Z.: Research expenditures, education and the aggregate agricultural production function. *The American Economic Review*, December 1964, 961-974.
- [6] HEADY, E. O. - DILLON, J. L.: *Agricultural production functions*. «Iowa State University Press», 1961.
- [7] JOHNSTON, J.: *Econometric methods*. McGraw-Hill, 1972. Traducción española en Vicens-Vives, 1975.
- [8] JUDEZ L. - G. VELÁZQUEZ, A.: *Un essai d'analyse des relations entre le développement agricole et le développement global au niveau régional en Espagne*. Communication au IIème Congrès Européen des Economistes Agricoles de Dijon, Septembre 1978.
- [9] JUDEZ, L. - G. VELÁZQUEZ, A. et collaborateurs: Indicateur pour l'étude des structures agricoles en Espagne. *Publications I.A.M.M., Série «Etudes et Documents»*, n.º 10, Juin, 1976.
- [10] MALINVAUD, M.: *Modèles de l'analyse macro-économique*. Cours ronéotés du Centre d'Etudes des Programmes Economiques, 1969-1970, Paris.
- [11] STOLERU, L.: *L'équilibre et la croissance économiques*. Dunod. Paris, 1969.
-

---