
*Gérard Lassibille**

El papel del capital humano en la agricultura española

INTRODUCCION

Desde hace una quincena de años numerosos trabajos han destacado la importancia del capital humano en la producción agrícola (ver Lockheed, Jamison y Lau 1980). El objetivo de estos estudios, realizados en contextos económicos muy diversos, reside en la verificación empírica de una hipótesis hoy corriente, según la cual la inversión en educación sería el elemento central de una política tendente a mejorar la productividad.

El fin de este artículo es verificar para el caso de la agricultura española la veracidad de esa afirmación, enunciada por Schultz (1964, 1975) y Mellor (1976), que implica también que la educación tiene un papel quizás tanto más importante cuanto el entorno agrícola cambia o se moderniza. Para ello se desarrollan dos tests econométricos complementarios, a partir de la confrontación a nivel provincial de los resultados y de las características de producción de las explotaciones. El primero analiza el efecto de la educación desde el punto de vista de la eficiencia técnica del proceso de producción agrícola, para mostrar en qué medida el poseedor de un stock de capital humano elevado es capaz de obtener mayor cantidad de producto con

(*) Institut de Recherche sur l'Economie de l'Education y Casa de Velázquez.
— Agricultura y Sociedad n.º 40 (Julio-Septiembre 1986).

igual cantidad de factores. En este enfoque, el rendimiento de la educación se aproxima en consecuencia al «worker effect» de Welch (1970), puesto que la contribución de la formación a la productividad proviene solamente de una mejor organización de los recursos disponibles. El segundo test trata el efecto de la educación desde el punto de vista de la eficiencia económica del proceso de producción, para ver en qué medida el capital humano ayuda al agricultor a obtener, a comprender y a utilizar las informaciones relativas a los precios de sus factores y de sus productos. Los aspectos desarrollados en este contexto se inscriben en la tradición de los trabajos de Fane (1975) o de Khaldi (1975); o dicho de otra manera, se trata de comprender el papel de la educación en relación a una organización óptima de factores variables que implica la minimización del coste de producción.

1. Educación y productividad

Esta primera sección tiene por objeto examinar la influencia de la educación formal del jefe de la explotación sobre el nivel tecnológico de su proceso de producción, o bien determinar en qué medida el capital humano permite obtener una organización de los recursos tal que el producto realizado sea máximo.

La hipótesis subyacente al test tratado aquí es que cada explotación es técnicamente eficiente, es decir que se sitúa en su frontera de producción. En estas condiciones, toda variación de la productividad entre las explotaciones se atribuye a variaciones de su nivel tecnológico, que depende a fin de cuentas del stock más o menos importante de capital humano de su responsable. Analizar el valor productivo de la educación bajo esta óptica equivale a suponer que cada explotación dispone de un conjunto de posibilidades de producción que describen todas las combinaciones realizables de productos y de factores. De manera teórica, este conjunto puede resumirse en la función de producción:

$$y = f(X, Z, E)$$

donde

- y representa la cantidad de output.
- X es un vector de factores variables.
- Z es un vector de inputs fijos y
- E designa un conjunto de características variables de la explotación, que incluye, por ejemplo, su localización geográfica, el nivel de educación de sus miembros, la edad y el sexo del agricultor.

Si se hace la hipótesis de que la educación y las otras variables de entorno incluidas en el vector E tienen un efecto neutro sobre el nivel de producción, es decir si se supone que esos factores modifican de forma multiplicativa la cantidad de producto obtenido, entonces la ecuación precedente se escribe:

$$y = A(E) f(X,Z)$$

Tal formulación constituye una simplificación importante del modelo de producción inicial puesto que implica, por ejemplo, que el stock de capital humano afecta de manera idéntica a la productividad de los factores fijos o variables del proceso de producción. Normalmente la verificación empírica de una especificación de esta clase se hace mediante la construcción de tests de igualdad de rendimientos de los inputs físicos, para subconjuntos de agricultores que disponen de niveles diferentes de formación. Sin embargo, al nivel de agregación con que trabajamos, el control de este efecto multiplicativo no se presta a este tipo de tests, pues las informaciones utilizadas no permiten identificar los productos y los factores para grupos diferenciados de empresarios agrícolas que pertenecen a una misma provincia (1).

Si se supone, además de esta hipótesis de neutralidad, que las respuestas de los productos a las variaciones de los factores siguen una ley de Cobb-Douglas, es decir, que nin-

(1) En efecto, los datos provinciales del Censo Agrario y de las Cuentas del Sector Agrario de 1981, sobre las que se apoya el análisis empírico efectuado a continuación, no permiten describir los resultados y las condiciones de producción del agricultor medio, según su nivel de formación.

gún output puede obtenerse sin una cantidad no nula de cada input, y que existe también una elasticidad de sustitución unitaria entre cualquier pareja de factores (2), entonces el modelo de producción se convierte en:

$$y = A \prod_{i=1}^m X_i^{\alpha_i} \prod_{i=1}^n Z_i^{\beta_i} \prod_{i=1}^p \exp(\gamma_i, E_i)$$

lo que se puede aún escribir como:

$$\ln y = \ln A + \sum_{i=1}^m \alpha_i \ln X_i + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln Z_i + \sum_{i=1}^p \gamma_i E_i$$

Esta última ecuación constituye, con algunas variantes, el modelo de base utilizado en el análisis empírico de la contribución de la educación a la producción agrícola que desarrollamos a continuación. Los términos α_i y β_i se interpretan como elasticidades marginales; debido a la utilización de la ley de Cobb-Douglas para representar el proceso de producción, los rendimientos parciales de los factores físicos son independientes de las características variables del empresario agrícola, y así de su nivel de formación. El coeficiente γ_i indica la variación (en porcentaje) del producto provocado por la modificación de una de las variables que particularizan la explotación, permaneciendo el resto constante, es decir que se tiene:

$$\gamma = \frac{\partial \ln y}{\partial E_i} = \frac{1}{y} \frac{\partial y}{\partial E_i}$$

Si E_i representa la cantidad de formación, medida por ejemplo en términos de años de estudios, y si p indica el precio de venta del producto, entonces la expresión

$p \frac{\partial y}{\partial E_i}$ da la medida de la productividad marginal en valor

(2) La consideración de una función de tipo CES generalizada (Arrow, Chenery, Minhas y Solow, 1961) o aún mejor de tipo VES (de Biolley y Paelinck, 1972) permitiría eliminar la hipótesis de elasticidad de sustitución unitaria. Sin embargo, las dificultades de estimación de tales especificaciones, a pesar de las simplificaciones de procedimientos existentes en ciertos casos (ver por ejemplo Kmenta, 1962, O Zellner, 1971), nos conducen a preferir el ajuste de una función log-lineal, que de hecho no es la marca ni de una estricta complementariedad, ni de una perfecta sustitución entre los factores.

del capital humano, que constituye, según la terminología de Welch (1970), «el worker-effect» de la educación.

Las implicaciones de la formación sobre la producción agrícola se verifican aquí a nivel provincial, haciendo depender el producto medio por explotación de las cantidades de factores utilizados en promedio en la provincia. Con el fin de considerar las consecuencias de este enfoque, supongamos que las N explotaciones de una misma provincia tienen todas la misma función de producción de Cobb-Douglas, definida por ejemplo de la manera siguiente:

$$y_j = A X_j^\alpha Z_j^\beta \quad j = 1, \dots, N$$

En estas condiciones, el producto medio $\Sigma y_j/N$ se define por:

$$\frac{\Sigma y_j}{N} = A \frac{1}{N} \Sigma X_j^\alpha Z_j^\beta$$

Ahora bien, en la medida en que se estima de hecho la ecuación:

$$\frac{\Sigma y_j}{N} = A \Sigma \left[\frac{X_j}{N} \right]^\alpha \left[\frac{Z_j}{N} \right]^\beta$$

en la que los factores se expresan en términos de cantidades medias utilizadas, se demuestra (Jamison y Lau, 1982) que el ajuste de esta relación en lugar de la precedente equivale a sobreestimar el verdadero producto de la explotación media, si los rendimientos de escala son constantes o decrecientes, pero que el sesgo de agregación es indeterminado si los rendimientos son superiores a la unidad. De esta manera, el tipo de modelo verificado aquí debe tomarse como una aproximación de la verdadera relación de producción definida anteriormente (3).

El análisis empírico del proceso de producción se apoya en los datos de 48 provincias del territorio español, observadas durante el año 1982 (4). La tabla 1 que sigue da

(3) Es decir la ecuación agregada $\Sigma y_j/N = A/N \Sigma X_j^\alpha Z_j^\beta$

(4) Las Palmas y Santa Cruz de Tenerife están excluidas del análisis.

la descripción estadística de los productos y de los factores incluidos en las relaciones verificadas; la definición precisa de las variables y las fuentes de información utilizadas se indican en el anexo.

TABLA 1

Descripción estadística de los productos y de los factores

	Media	Desviación Estándar	Valor máximo	Valor mínimo
Producto (en miles de ptas.)	1.014,069	537,798	2.498,547	353,146
Tierra (en hectáreas)	11,349	7,653	28,510	0,818
Trabajo familiar (en días) ..	157,951	76,840	352,655	43,068
Trabajo asalariado (en días)	33,731	39,940	182,525	1,538
Fertilizantes (en miles de ptas.)	58,975	56,082	228,318	8,355
Maquinaria (en miles de ptas.)	241,798	140,947	777,772	58,709
Educación (en años)	5,318	0,724	6,781	4,092
Edad (en años)	52,007	1,799	55,810	47,910
W	0,175	0,054	0,316	0,071
η	0,637	0,132	0,841	0,351

El resultado de la explotación se mide por la producción final en valor de la provincia dividida por su número de empresarios agrícolas, es decir, en realidad por la diferencia media entre la producción total y la producción reutilizada; esta proxy no tiene en cuenta la diversidad de productos o las producciones específicas de las explotaciones de una misma región.

La tierra es el único factor fijo incluido en el proceso de producción; se define simplemente por la superficie agrícola utilizada por explotación.

En relación a los inputs variables, el trabajo se evalúa por el número de jornadas completas que una categoría de personal dedica anualmente a la explotación; las formulaciones verificadas distinguen el trabajo asalariado (fijo o eventual) del trabajo familiar (proporcionado por el empresario y por los miembros de su familia). La cantidad de fertilizantes utilizada por la explotación se mide en va-

lor, al igual que el servicio de las maquinarias; este último se obtiene añadiendo a los gastos de energía y de conservación de las máquinas el valor del flujo anual de las maquinarias, bajo la hipótesis de una duración de utilización de 10 años del stock de máquinas y de una tasa de interés del 15%.

Entre las características variables, el input educación representa el stock de capital humano de tipo formal adquirido por el jefe de la explotación; se mide en términos de años de estudios realizados, a partir de una clasificación en cinco rúbricas del nivel de escolaridad alcanzado. Además de este factor, el conjunto de características variables incluye la edad media de los agricultores, la proporción de mujeres jefes de la explotación (denominada W) y el porcentaje de individuos para quienes la explotación no constituye la actividad principal (denominado η).

En base a estas definiciones, la tabla 2 siguiente reproduce los resultados de la estimación de diferentes variantes del modelo agregado de producción. Los ajustes de las ecuaciones se obtienen por el método de los mínimos cuadrados ordinarios. El sesgo de simultaneidad se supone nulo, en la medida en que las decisiones relativas a los factores se toman más en función del producto anticipado que del producto realizado (5); además, el sesgo debido a la utilización de variables expresadas en valor y no en cantidad se supone pequeño, puesto que las diferencias de precios entre provincias se limitan principalmente a costes de transportes (6).

(5) Si las cantidades de productos y de factores variables estuvieran determinados de manera simultánea, los estimadores mínimo cuadráticos ordinarios serían sesgados, puesto que ya no se cumpliría la hipótesis de independencia entre el término de perturbación aleatoria y las cantidades observadas de inputs.

(6) Naturalmente no pasa igual con el factor tierra, cuyo valor puede verse afectado por movimientos de especulación del terreno; sin embargo, se observará que el input se expresa aquí en cantidades y no en valor.

TABLA 2
Estimaciones de funciones de producción agrícola

	1		2		3		4	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
Constante	4,139	4,245	4,237	5,002	3,921	1,883	6,021	3,418
Tierra	-0,215	2,760	-0,198	2,869	-0,202	2,802	-0,288	3,846
Trabajo familiar	0,464	3,641	0,380	3,795	0,385	3,239	0,365	1,986
Trabajo asalariado	0,239	4,813	0,266	5,954	0,269	5,653	0,271	2,783
Fertilizantes	0,295	5,138	0,203	3,535	0,202	3,492	0,197	2,189
Maquinarias	0,317	2,608	0,326	3,028	0,329	2,997	0,360	3,786
Educación			0,184	3,542	0,315	2,532	0,185	3,414
Educación ²					-0,012	1,986		
Edad							-0,058	1,770
W							-1,765	1,924
η							0,854	0,879
R ² corregido	0,793		0,837		0,852		0,870	
Rendimientos de escala	1,100		0,977		0,983		0,905	

Sin entrar demasiado en el detalle de los resultados, la observación de la tabla 2 muestra, en primer lugar, que el rendimiento del trabajo familiar es más elevado que el del trabajo asalariado. En efecto, según el ajuste del modelo de producción simple (7), un aumento de un 1 por ciento del tiempo de trabajo del empresario o de sus ayudas familiares contribuye a incrementar el producto de la finca en 0,46%, mientras que una misma variación en el factor trabajo asalariado no provoca más que un alza de 0,24% del nivel de producción alcanzado por la explotación. Teniendo en cuenta estas cifras, se puede estimar que una jornada de trabajo familiar aporta marginalmente 2.980 pesetas en promedio, pero suponiendo que el trabajo asalariado se utilizara en proporciones idénticas al trabajo familiar, su productividad marginal en valor no sería

(7) Se trata del primer modelo de regresión que figura en la tabla 2; en el resto del texto no comentamos el signo negativo del factor tierra, que se debe a un problema de multicolinealidad.

más que de 1.530 pesetas por día (8). Si se consideran ahora los otros factores del proceso de fabricación agrícola, los mismos resultados indican que la elasticidad de los fertilizantes es del orden de 0,30 y que la de las maquinarias se sitúa alrededor de 0,32. En base a estas evaluaciones se puede decir que 1.000 pesetas gastadas en la compra del primer factor producen cerca de 5.000 pesetas, mientras que la misma cantidad invertida en maquinarias aporta solamente 1.300 pesetas. Tales resultados implican que el input fertilizantes está probablemente subutilizado, puesto que se constata que la productividad de ese factor es superior a su coste. Por el contrario, no ocurre lo mismo con el trabajo familiar, pues si se evalúa el coste del tiempo pasado en la actividad agrícola por la tasa del salario del mercado observada en promedio en la provincia, el cociente entre la productividad y el coste de este input es apenas superior a la unidad (9).

El segundo modelo de regresión que figura en la tabla 2 indica que el nivel de educación del jefe de explotación, medido aquí en términos de años medios de estudios realizados, ejerce un efecto positivo y significativo sobre el nivel de producción alcanzado. En base a esta definición, se puede situar el rendimiento del stock de capital humano de los agricultores españoles alrededor del 18%, lo que corresponde a un producto marginal en valor de aproximadamente 35.000 pesetas por año de educación suplementario (10). Si se considera ahora el modelo de producción

(8) La productividad marginal en valor del trabajo familiar (Z_1) se evalúa en el punto medio, a partir de la fórmula:

$$\alpha p_y y / Z_1$$

en donde α representa la elasticidad del input, y p_y y la producción media en valor.

(9) Para un factor variable Z_i , esas predicciones se obtienen comparando el cociente:

$$\alpha_i p_y y / p_{z_i} Z_i$$

a la unidad, sabiendo que p_{z_i} representa el precio del input considerado aquí.

(10) El producto marginal en valor de la educación (E), se calcula a partir de la expresión:

$$\gamma p_y y / E$$

en donde γ es el rendimiento del capital humano.

que incorpora un término cuadrático del nivel de estudios se verifica entonces, conforme a las predicciones de la teoría del capital humano (Becker, 1964), que la rentabilidad marginal de la educación decrece con el volumen de las inversiones realizadas. En efecto, un año de estudios añadido a un stock inicial de cinco tiene un rendimiento de 19,7%, pero a partir de una inversión de siete y nueve años de educación, la rentabilidad de un período de escolaridad suplementario cae a 14,7% y 9,9%, respectivamente (11). Teniendo en cuenta este fenómeno, se puede simular que si se buscara igualar el nivel de formación de los agricultores de las distintas regiones de España al de los empresarios agrícolas de Cataluña, que tienen en promedio el stock de capital humano mayor, la producción del agricultor andaluz, por ejemplo, aumentaría, *ceteris paribus*, en más de 29%, la del empresario agrícola gallego se incrementaría en cerca de 25% y la del campesino levantino en cerca de 16%. (Tabla 3).

Si se consideran ahora las demás características variables del jefe de la explotación que están incluidas en el modelo aparece, en primer lugar, que la edad del agricultor ejerce un efecto negativo y significativo sobre el nivel de producción alcanzado. En la medida en que esta variable constituye una proxy de la experiencia profesional del individuo, y así de las inversiones en formación específica que realiza durante su vida activa (Mincer, 1974), este resultado implica que la fase del ciclo de vida que consideramos aquí, es decir el período comprendido entre 48 y 59 años (12), corresponde a un momento de depreciación del stock de capital humano específico de los agricultores. El mismo ajuste muestra, por otra parte, que el sexo del jefe de la explotación actúa de manera negativa y significativa sobre la cantidad de producto obtenido, y que un aumen-

(11) Estas evaluaciones se obtienen a partir de la fórmula:

$$\gamma_1 - 2\gamma_2 E$$

en la que γ_1 y γ_2 representan, respectivamente, los coeficientes de la educación y de su cuadrado.

(12) Estos dos extremos son los límites entre los que la edad media de los agricultores varía (ver Tabla 1).

to de un 1% en la proporción de mujeres agrícolas induce, *ceteris paribus*, a una baja de un 1,8% en la producción realizada. Resulta sin duda difícil explicar tal fenómeno, sin proceder a un análisis detallado del comportamiento de los hombres y de las mujeres frente a la gestión del proceso de producción agrícola; sin embargo, a la vista del simple resultado obtenido, se puede avanzar la hipótesis de que el trabajo del empresario agrícola requiere capacidades que son probablemente poco compatibles con la condición femenina. En fin, si se considera el parámetro η no aparece que el ejercicio acumulado de la profesión de agricultor constituya un factor de ineficiencia técnica. Por el contrario, los resultados muestran que un aumento de un 1% en la proporción de la explotación administrada por un individuo que no se dedica exclusivamente a la actividad de la finca provoca un aumento significativo del 0,8% del producto medio en valor. Este efecto, que es sin ninguna duda relativamente pequeño, aparentemente puede explicarse por el hecho de que la agricultura a tiempo parcial supone una especialización de los agentes del proceso de producción, en las tareas en que son normalmente más productivos.

Con el fin de evaluar las consecuencias de la distribución espacial de las características personales de los agricultores, la tabla 4 indica la variación del producto obtenido por las explotaciones de las diversas regiones de España, cuando se supone que su jefe tiene un perfil idéntico al de los empresarios agrícolas catalanes y aragoneses (13). Estas simulaciones se han hecho con los resultados del último ajuste que figura en la tabla 2, y se han realizado dejando inalteradas las combinaciones de factores utilizadas (14).

(13) Cataluña y Aragón se toman como punto de referencia, pues los agricultores de estas regiones son los que obtienen en promedio el producto mayor.

(14) Las simulaciones se obtienen calculando la expresión:

$$\sum \gamma_i (E_i^R - E_i^{R*})$$

en la que γ_i es el coeficiente de cada característica variable, E_i^R y E_i^{R*} son las evaluaciones, en el punto medio, del perfil de los empresarios agrícolas de la región R y de la de referencia (denominada aquí R*).

La observación de los resultados muestra que los empresarios agrícolas gallegos son los más desaventajados de España, puesto que si tuvieran características personales idénticas a las de los agricultores catalanes, su producción media aumentaría, *ceteris paribus*, en más del 50%. Esta diferencia se explica, sobre todo, por el pequeño stock de capital humano de los empresarios de esta región y por la proporción relativamente grande de mujeres que ejercen la profesión de agricultor. Castilla La Nueva y Andalucía son las otras dos regiones más atípicas, desde el punto de vista del criterio considerado aquí; para ambas, el nivel de formación de los empresarios agrícolas es el causante de cerca del 70% de las desventajas que pueden observarse.

TABLA 3

Consecuencias de un aumento del nivel de formación de los empresarios agrícolas, según la región^(a)

	Ed (en años)	ΔEd (en años)	ΔY (en %)
Andalucía	4,611	1,580	23,072
Levante, Murcia y Baleares ...	5,339	0,852	15,677
Cataluña y Aragón	6,191	—	—
Castilla La Nueva y Extremadura	4,858	1,333	24,527
Castilla La Vieja	5,990	0,201	3,698
Navarra y País Vasco	5,660	0,531	9,770
Galicia, Asturias y León	4,865	1,326	24,398

Nota: (a) En esta tabla, Ed representa el nivel medio de formación de los empresarios agrícolas de una región, ΔEd simboliza la diferencia respecto al caso de los agricultores de Cataluña y Aragón, e ΔY indica el aumento del producto consecuente a una elevación del número de años de estudios. Estas simulaciones se obtienen a partir de la fórmula:

$$\gamma_1 \Delta Ed + \gamma_2 \Delta Ed^2$$

en la que γ_1 y γ_2 representan los coeficientes del número de años de estudios y de su cuadrado, respectivamente; además ΔEd^2 indica la diferencia entre el cuadrado del nivel de educación de los agricultores de una región y el de los de Cataluña y Aragón.

TABLA 4

Variación del producto según las características de los agricultores^(a) (en %)

	Educación	Edad	W	η	Total
Andalucía	-29,230	+ 15,146	-11,384	+ 14,074	-11,394
Levante, Murcia y Baleares . .	-15,761	+ 6,117	-19,520	+ 19,572	- 9,592
Castilla La Nueva y Extremadura	-24,663	+ 2,664	- 8,334	+ 15,078	-15,255
Castilla La Vieja	- 3,728	+ 2,630	- 5,562	+ 1,734	- 4,926
Navarra y País Vasco	- 9,821	- 3,405	- 1,043	+ 6,589	- 7,680
Galicia, Asturias y León	-24,533	- 7,208	-18,621	- 7,742	-58,104

Nota: (a) Un signo negativo indica una desventaja de la región respecto a Cataluña y Aragón; un signo positivo indica, por el contrario, una ventaja.

2. Educación y eficiencia económica

Esta segunda sección tiene por finalidad mostrar en qué medida el capital humano de tipo formal contribuye a reducir los errores de producción, y permite al empresario elegir una combinación de factores próxima al punto teórico de coste mínimo. Siguiendo a Fane (1975), supongamos que el agricultor interviene libremente en el mercado de los inputs, y busca seleccionar sus factores de manera a obtener cualquier cantidad de producto al menor coste. En estas condiciones, y bajo la hipótesis de información perfecta, el conjunto de inputs seleccionados asegura normalmente la realización del objetivo anunciado. Sin embargo, como en la práctica la tecnología de producción utilizada es conocida de manera imprecisa y las decisiones relativas a la gestión del proceso de producción se toman en base a previsiones inciertas de los precios, entonces el coste observado tiene en realidad gran probabilidad de exceder del coste teórico mínimo. El cociente entre ambos costes da así una medida del grado de ineficiencia económica del proceso de producción, que se explica en parte por el nivel de educación del jefe de la explotación.

En este enfoque, el coste teórico de producción correspondiente a una cantidad dada de producto se determina teniendo en cuenta el precio y los rendimientos estimados de los factores. A fin de explicitar el procedimiento, consideremos la función de producción de Cobb-Douglas siguiente:

$$y = A \prod_{i=1}^n Z_i^{\beta_i}$$

en la que y representa la cantidad de producto, Z_i es un input variable adquirido al precio P_i , y A es un término constante, que tiene en cuenta los factores fijos de la explotación y sus características variables.

Dada esta función de producción, la ecuación de coste variable:

$$C = \sum_{i=1}^n p_i Z_i$$

y las condiciones de equilibrio:

$$\frac{\partial y / \partial Z_i}{\partial y / \partial Z_j} = \frac{\beta_j / X_j}{\beta_i / X_i} = \frac{p_i}{p_j}$$

entonces la función de coste variable, que indica el gasto mínimo correspondiente a cada nivel de producto, viene dada por (15):

$$C^* = h \left[\frac{y}{A} \right]^{1/h} \prod_i \left[\frac{p_i}{\beta_i} \right]^{\beta_i/h}$$

con $h = \sum_i \beta_i$

Designemos por Z_i^* la cantidad de factor i correspondiente al mínimo del coste variable, y por

$$s_i^* = \frac{p_i Z_i^*}{C^*}$$

(15) Para la derivación de este resultado ver, por ejemplo, Henderson y Quandt (1972).

la parte del gasto dedicado a la compra de este input. Como en el caso de la función de producción de Cobb-Douglas se tiene (16):

$$Z_i^* = \frac{C^* \beta_i}{p_i h}$$

la proporción precedente se escribe igualmente:

$$s_i^* = \frac{\beta_i}{h}$$

Supongamos ahora que el empresario no alcance el objetivo de coste mínimo. En estas condiciones, la cantidad de factor i utilizada para obtener el nivel de producto y es igual a Z_i ; la parte del coste variable observada (denominada C) que se afecta a este factor, se expresa naturalmente por:

$$s_i = \frac{p_i Z_i}{C}$$

El cociente entre el coste variable observado y el coste variable teórico, da la medida del grado de satisfacción del objetivo de coste mínimo que utilizamos aquí. Reemplazando en la ecuación del gasto teórico, y/A por $\prod Z_i^{\beta_i}$ (17), y reordenando términos, este índice de eficiencia se escribe:

$$\frac{C}{C^*} = \frac{\sum p_i Z_i / h}{\prod_{i=1}^n (p_i Z_i)^{\beta_i / h}} \frac{\prod_{i=1}^n (1/\beta_i)^{\beta_i / h}}{\prod_{i=1}^n (1/\beta_i)^{\beta_i / h}}$$

Si se observa que

$$h \prod_{i=1}^n \left(\frac{1}{\beta_i}\right)^{\beta_i / h} = \prod_{i=1}^n \left(\frac{h}{\beta_i}\right)^{\beta_i / h}$$

ese cociente se convierte en

$$\frac{C}{C^*} = \frac{\sum p_i Z_i / \prod_{i=1}^n (p_i Z_i)^{\beta_i / h}}{\prod_{i=1}^n \left(\frac{h}{\beta_i}\right)^{\beta_i / h}}$$

(16) Para una demostración de este resultado ver, por ejemplo, Henderson y Quandt (1972).

(17) Esta sustitución se saca de la función de producción de Cobb-Douglas, definida anteriormente.

o bien, utilizando la expresión s_i^*

$$\frac{C}{C^*} = \frac{\sum p_i Z_i}{\prod_{i=1}^n (p_i Z_i)^{s_i^*} \prod_{i=1}^n \left(\frac{1}{s_i^*}\right)^{s_i^*}}$$

Si se divide numerador y denominador de esta expresión por

$$\prod_{i=1}^n \left(\frac{1}{s_i^*}\right)^{s_i^*} \sum p_i Z_i$$

y observando que:

$$\sum_i p_i Z_i = (\sum_i p_i Z_i)^{\sum s_i^*} = \prod_i (\sum p_i Z_i)^{s_i^*}$$

después de ordenar términos, se obtiene en definitiva (18):

$$\frac{C}{C^*} = \prod_i \left(\frac{s_i^*}{s_i}\right)^{s_i^*}$$

Así, la medida del grado de realización del objetivo de gasto mínimo, se establece simplemente a partir de las elasticidades de la función de producción, y de la parte del coste variable dedicada a cada factor (s_i). La ventaja de este índice es que se aplica igual de bien a la totalidad de los inputs variables del proceso de producción que a una parte de ellos. En efecto, si se considera solamente un subconjunto R de factores, entonces el cociente entre el coste variable observado y el coste variable teórico se expresa de la forma siguiente:

(18) Como s_i y s_i^* poseen propiedades idénticas a las de las probabilidades, es decir:

$$s_i, s_i^* > 0 \text{ y } \sum s_i, \sum s_i^* = 1$$

se observará que hay una estricta analogía entre el logaritmo de la expresión de arriba, es decir:

$$\ln(C/C^*) = \sum s_i^* \ln(s_i^*/s_i)$$

y las medidas utilizadas por la teoría de la información (ver Theil, 1967).

$$\left[\frac{C}{C^*} \right]^R = \prod_{i \in R} \left(\frac{S_i^{R^*}}{S_i} \right)^{s_i^{R^*}}$$

con
$$s_i^{R^*} = \beta_i / \sum_{i \in R} \beta_i$$

y
$$s_i^R = p_i Z_i / \sum_{i \in R} p_i Z_i$$

Desde el punto de vista práctico, el análisis desarrollado a continuación no retiene la cantidad C/C^* como medida de ineficiencia económica del proceso de producción, sino más bien la expresión:

$$q = \frac{C}{C^*} - 1$$

que representa de hecho un exceso de coste relativo (19). La hipótesis verificada aquí es que existe una relación negativa entre este indicador y el nivel de educación del empresario agrícola; es decir, en realidad, que el capital humano permite adquirir y utilizar una información susceptible de limitar los errores de producción. Las implicaciones de la formación sobre este indicador de ineficiencia se verifican aquí a nivel provincial, para el año 1982; como en la sección anterior, el análisis utiliza agregados referentes a la explotación media de cada provincia. La tabla 5 proporciona la descripción estadística de los elementos incluidos en las diferentes versiones del modelo; la definición precisa de las variables y las fuentes de información utilizadas se indican en anexo.

(19) La elección de q se justifica sólo por la facilidad de interpretación de este indicador. Como $\ln(C/C^*)$ es equivalente a una medida de información, C es superior a C^* y, en consecuencia, q es estrictamente positivo (ver Theil, 1967).

TABLA 5

Descripción estadística de los indicadores q y de sus determinantes

	Media	Desviación Estándar	Valor Máximo	Valor Mínimo
q _{A1}	0,526	0,637	2,460	0,083
q _{A2}	0,471	0,536	2,393	0,018
q _{A3}	0,577	0,588	2,723	0,021
q _{A4}	0,256	0,645	2,447	0,006
Producto (miles de ptas.	1.014,069	573,798	2.498,547	353,146
Educación (en años)	5,318	0,724	6,781	4,092
Edad (en años)	52,007	1,799	55,810	47,910
W	0,175	0,054	0,316	0,071
η	0,637	0,132	0,841	0,351

Los índices q mencionados aquí se refieren a los cuatro subconjuntos de factores variables siguientes:

A₁ = Trabajo familiar, trabajo asalariado, fertilizantes y servicio de las maquinarias.

A₂ = Fertilizantes y servicio de las maquinarias.

A₃ = Fertilizantes, servicio de las maquinarias y trabajo asalariado.

A₄ = Trabajo familiar y trabajo asalariado.

Estos indicadores se calculan utilizando las estimaciones de las elasticidades de producción de los factores variables, las cantidades medias de inputs empleados por explotación (Z_i) y los precios (p_i) de los diferentes factores seleccionados en el análisis (20). En el caso del trabajo agri-

(20) Cantidades y precios se emplean para determinar el coste de las distintas categorías del factor trabajo; en el caso de los fertilizantes y de las maquinarias se conoce directamente el gasto medio correspondiente a esos factores (ver anexo).

cola familiar, la proporción s_i se evalúa asimilando el coste de oportunidad del tiempo pasado en la explotación a la tasa de salario medio observado en la provincia; dada la limitación de la información, el precio del trabajo de las ayudas familiares se supone idéntico al del jefe de la explotación.

Entre los determinantes de los indicadores de ineficiencia q , la variable educación representa el stock de capital humano de tipo formal del jefe de la explotación; como anteriormente, este factor se define por el número de años de estudios realizados. La producción final en valor da la medida del resultado económico de la explotación; esta variable se introduce aquí para tener en cuenta el hecho de que el aumento de la escala de producción puede eventualmente entrañar una pérdida de eficacia, si precisamente las capacidades de gestión del empresario constituyen un factor fijo. Además de estas variables, las relaciones verificadas aquí incluyen la edad media del jefe de la explotación, la proporción de mujeres agricultoras (denominada W), y el porcentaje de individuos para quienes la explotación no constituye la actividad principal (denominado η).

La tabla 6 reproduce los efectos estimados de estas variables sobre los diversos indicadores de eficiencia q . Los resultados de los ajustes se obtienen por el método de los mínimos cuadrados ordinarios; en cada modelo la variable dependiente se expresa en forma logarítmica (21).

La observación de los resultados muestra, en primer lugar, que el aumento de la escala de producción no constituye aparentemente una fuente de ineficiencia económica, y entonces que no hay economías de escala en la utilización de la información. Así, si se consideran los ajustes relativos a los subconjuntos de factores A_1 , A_2 y A_3 , la cantidad de producto obtenido no actúa de manera significativa sobre los indicadores de exceso de coste relativo.

(21) Es decir que se tiene $\ln q = b_0 + \sum b_j W_j$, donde $\ln q$ representa el logaritmo neperiano de la proxy q ; en las formulaciones verificadas, el producto de la explotación se introduce además de forma logarítmica.

TABLA 6

Estimaciones de los modelos de exceso de coste relativo

	q_{A1}		q_{A2}		q_{A3}		q_{A4}	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
Constante	-9,643	1,822	-18,540	2,374	-16,136	2,695	6,022	0,549
Producto (ln) ...	-0,199	0,792	0,339	0,913	0,014	0,054	-1,398	2,676
Educación	-0,139	-0,866	-0,799	3,384	-0,381	2,315	-0,997	3,003
Edad	0,267	4,196	0,358	3,813	0,380	5,816	0,196	1,486
W	2,065	1,025	-0,734	0,206	-3,106	1,248	3,641	2,040
η	-3,605	4,703	-2,638	2,331	-3,687	4,675	-7,872	4,948
R ²	0,663	—	0,482	—	0,695	—	0,613	—

Sin embargo, en el caso del trabajo familiar y asalariado (subconjunto A_4), se observa una relación negativa y significativa entre la medida de ineficiencia y el resultado de la actividad económica de la finca, lo que de hecho dejaría pensar que en las grandes explotaciones sería preferible gastar más tiempo y dinero en la mejora de la gestión del proceso de producción (22). Evidentemente hay que ser prudentes en el razonamiento, pues no sólo esta conclusión no es válida más que para un grupo particular de inputs, sino que además el efecto obtenido no es independiente del modo de evaluación del coste de oportunidad del tiempo del agricultor que se ha considerado aquí. Ahora bien, en este campo nada indica que, en el óptimo, la productividad marginal del empresario sea igual a la tasa de salario potencial que puede obtenerse en el mercado, por la simple razón de que puede también sacarse utilidad del hecho de trabajar en la agricultura o de ejercer una profesión independiente.

(22) El signo negativo que se observa puede significar también que este efecto lo tome del fenómeno de escala evocado precedentemente. Dicho de otra manera, que el hecho de observar una influencia no significativa en el tamaño de la explotación, en el caso de los indicadores q_{A1} , q_{A2} y q_{A3} , puede resultar de la compensación de un efecto con otro.

Los mismos ajustes muestran, además, que los jefes de las explotaciones agrícolas que disponen de un stock de capital humano elevado operan significativamente más cerca que los otros del punto teórico estimado de coste mínimo (23). Si se toma, por ejemplo, el caso de los fertilizantes y las maquinarias (indicador q_{A2}) se puede evaluar que un año de educación suplementario, *ceteris paribus*, contribuye a reducir de 0,8 puntos la proxy de exceso de coste relativo; en el caso del subconjunto que incluye los tres factores mercantiles especificados aquí (indicador q_{A3}), esta reducción es aproximadamente de 0,4 puntos. Dicho de otra manera, la formación recibida tiene no sólo por objeto aumentar la eficacia técnica del proceso de producción, sino que tiene también como consecuencia el crecimiento de su eficacia económica, en la medida en que la posesión de un stock grande de capital humano permite igualmente obtener y utilizar en mejores condiciones las informaciones relativas al precio de los productos y de los factores. Si se buscara, como precedentemente, igualar el nivel de educación de los agricultores de las distintas regiones de España al de los cultivadores de Cataluña y Aragón, que poseen en promedio el mayor stock de capital humano, el exceso de coste del jefe de explotación agrícola andaluz, por ejemplo, disminuiría de casi 1,3 puntos (indicador q_{A2}), y el del empresario gallego bajaría cerca de 1,3 puntos (indicador q_{A4}) (Tabla 7). En casi todos los casos, el aumento del nivel de formación de los agricultores permitiría reducir en casi un 50% la diferencia que se observa entre el coste anual de producción y el punto teórico estimado de coste mínimo.

Si se consideran ahora las demás características variables del jefe de explotación agrícola, en primer lugar aparece que la edad del agricultor constituye, *ceteris paribus*, una fuente significativa de ineficiencia económica. Así por ejemplo, un año suplementario provoca un aumento del exceso de coste referente al conjunto de factores varia-

(23) Por razones inexplicables, la variable educación no aparece significativa en el caso del ajuste del indicador q_{A1} ; en lo que sigue, no nos referiremos pues a esta medida.

TABLA 7

Consecuencias de un aumento del nivel de formación sobre el exceso de coste^(a)

	$\Delta Ed.$	Δq_{A2}	Δq_{A3}	Δq_{A4}
Andalucía	1,580	1,262	0,602	1,575
Levante, Murcia y Baleares	0,852	0,681	0,325	0,849
Castilla La N. y Extremadura	1,333	1,065	0,508	1,329
Castilla La Vieja	0,201	0,161	0,077	0,200
Navarra y País Vasco	0,531	-0,424	0,202	0,529
Galicia, Asturias y León ...	1,326	-1,059	0,505	1,322

Nota (a): Para una región, el aumento del nivel medio de años de estudio (ΔEd) se aprecia en relación al caso de los empresarios agrícolas de Cataluña y Aragón. El efecto de este aumento sobre los indicadores de exceso de costes relativos (Δq_{Ai}) se evalúa, *ceteris paribus*, a partir de una fórmula de tipo:

$$\lambda \Delta Ed$$

en la que λ representa el coeficiente de la variable educación, que figura en los diferentes modelos de la tabla 6. Teniendo en cuenta el signo de λ , las cifras reproducidas aquí corresponden, naturalmente, a disminuciones de los indicadores de exceso de coste.

bles del proceso de producción (indicador q_{A1}) de 0,27 puntos, y si se toma el caso de los fertilizantes y de la mecanización (indicador q_{A2}) el efecto negativo de la edad es de cerca de 0,4 puntos. Estas evidencias significan, a fin de cuentas, que las facilidades de adaptación a los cambios disminuyen durante el ciclo de vida, y que los agricultores de más edad son menos aptos que los otros para utilizar inputs modernos de una forma económicamente eficaz, de ahí su fuerte dependencia de los factores que están habituados a emplear tradicionalmente. Por otra parte, los mismos ajustes muestran que el sexo del jefe de explotación agrícola ejerce influencia sobre el grado de ineficiencia económica del proceso de producción agrícola; así se observa, en el caso de los indicadores q_{A1} y q_{A4} , que un aumento del porcentaje de mujeres agricultoras induce, *ceteris paribus*, a una diferencia significativa respecto del punto teórico del coste mínimo (24). Este fenómeno

(24) El hecho de observar que no sucede lo mismo con los indicadores q_{A2} y q_{A3} no limita la conclusión, puesto que sería incoherente afirmar que el sexo constituye a la vez una fuente de ineficiencia técnica y de eficiencia económica.

se puede explicar sin duda por el hecho de que la responsabilidad de las tareas domésticas, que incumbe generalmente a las mujeres, no les permite dedicar tanto esfuerzo como el hombre al proceso de producción agrícola, y en particular aquí a la organización económicamente eficiente de los factores. Por último, si se considera el parámetro η , resulta que un aumento de la proporción de empresarios que no se dedican principalmente a la actividad de la finca provoca, *ceteris paribus*, una disminución significativa de los indicadores de exceso de coste relativo. Si se quiere admitir que esta variable constituye una proxy del tiempo pasado en la adquisición y utilización de información, entonces esta evidencia implica que los agricultores a tiempo parcial pueden compensar su menor participación en el proceso de producción agrícola gastando más dinero en ayudas a la decisión.

CONCLUSION

Utilizando los instrumentos clásicos de la teoría económica de la producción, nuestro objetivo era poner en evidencia los efectos del capital humano en la agricultura española. Los tests efectuados en esta perspectiva han mostrado que la formación de los empresarios resulta a la vez fuente de eficiencia técnica y económica del proceso de producción agrícola, y que otras características individuales, como la edad o el sexo del agricultor por ejemplo, no favorecen ni una organización óptima de los factores, ni una gestión del proceso próxima al coste mínimo teórico.

Hay que reconocer que la principal limitación del análisis efectuado aquí estriba en que los datos agregados a nivel provincial que utilizamos favorecen, lógicamente, una sola dimensión del stock de capital humano de los empresarios; es decir, la educación adquirida dentro del sistema escolar. Ahora bien, las posibles investigaciones futuras que se desarrollaran en este campo mejorarían sin duda, si dissociaran la formación formal (de carácter general o técnico) de los agricultores y de las otras componentes del factor trabajo que los mismos utilizan, de su formación no

formal (cursos para adultos, adhesión a servicios de extensión agraria, etc.), a fin de comparar el rendimiento de una y otra, y de indicar en base a ellos las posibles vías de mejorar la eficiencia técnica y económica del proceso de producción.

Por otra parte, tal como se puede examinar con datos agregados, el papel del capital humano en la agricultura está necesariamente subestimado, pues la educación no solamente tiene consecuencias desde el punto de vista de la eficiencia técnica y económica del proceso de producción. En particular, los efectos de innovación de la formación, es decir la influencia de la educación sobre la utilización de inputs modernos en relación a otros juzgados más tradicionales, han debido eludirse aquí. De la misma forma, no han podido tenerse en cuenta las externalidades del capital humano; es decir, el beneficio que puede sacar un empresario vecino de otro más educado, quien podría proporcionarle sus consejos, revelararle sus fuentes de información y transferirle sus técnicas.

ANEXO

Definición de las variables incluidas en los modelos de producción y de eficiencia

Producto

El índice de producción se obtiene dividiendo, para cada provincia, la producción final en valor de 1982 (fuente: Ministerio de Agricultura, 1984-b) por el número de jefes de explotación agrícola (fuente: INE, 1984-a).

Factor fijo

El factor tierra de la explotación media se obtiene dividiendo la superficie agrícola utilizada de la provincia (fuente: INE, 1984-d) por el número total de empresarios (fuente: INE, 1984-a).

Factores variables

La cantidad de trabajo familiar se calcula dividiendo las conversiones en día del número de unidades de trabajo por año (U.T.A.) proporcionada por el jefe de la explotación y de sus ayudas familiares (25) (fuente: INE, 1984-e), por el número total de explotaciones agrícolas (fuente: INE, 1984-a).

La cantidad de trabajo asalariado se obtiene dividiendo las conversiones en días del número de unidades de trabajo por año (UTA) proporcionada por los obreros agrícolas fijos y eventuales (26) (fuente INE, 1984-f) por el número total de explotaciones (fuente: INE, 1984-a).

El valor de los fertilizantes empleados en 1982 por la explotación media de una provincia i que pertenece a una región R , se obtiene calculando la expresión:

$$F_R(1982) \times \frac{F_{i \in R}(1979)}{F_R(1979)} / n_i$$

en la que $F_R(1979)$ y $F_R(1982)$ representan, respectivamente, el valor de los fertilizantes utilizados por la región R en 1979 (fuente: Banco de Bilbao, 1982) y en 1982 (fuente: Ministerio de Agricultura, 1984-a); $F_{i \in R}(1979)$ indica el valor de los fertilizantes empleados por la provincia i en 1979 (fuente: Banco de Bilbao, 1982), y n_i expresa el número de explotaciones de la provincia i en 1982 (fuente: INE, 1984-a).

El servicio de las maquinarias se define por

$$E + VF$$

El primer término de esta expresión (E) indica el gasto en energía y conservación de las máquinas realizado por la explotación media de una provincia, el cual se determina a partir del mismo procedimiento de cálculo y las mismas fuentes estadísticas que se han utilizado para la evaluación

(25) La conversión se efectúa en base a 300 días de actividad por año.

(26) La conversión se efectúa en base a 275 días de actividad por año.

de los fertilizantes. El segundo término de la expresión (VF) representa el valor anual del flujo de la maquinaria, que se determina a partir de la fórmula:

$$\frac{VS / n}{1 - \exp(-it)/i}$$

en la que VS representa el valor actualizado (por medio del índice de precios pagados por los agricultores; serie de la mecanización) del stock de las maquinarias existentes en 1976 (fuente: Ministerio de Agricultura, 1981), i es la tasa de interés (fijada al 15%), t expresa la duración de vida de las máquinas (fijada en 10 años), y n indica el número de explotaciones de la provincia (fuente: INE, 1984-a).

Características variables

El nivel de educación del jefe de la explotación se expresa por la media ponderada del número de años de estudios realizados. El cálculo se efectúa a partir de un reparto del número de empresarios entre los cinco niveles tradicionales de instrucción (fuente: INE, 1984-i), a los cuales hacemos corresponder los números de años de estudios teóricos siguientes:

- Analfabetos = 0
- Sin estudios = 4
- Estudios primarios = 7
- Estudios secundarios = 10
- Estudios superiores = 15

La edad media y el sexo del jefe de la explotación (parámetro W) se obtienen a partir de la distribución de los agricultores de cada provincia según los dos criterios (fuente: INE, 1984-a).

El parámetro η se calcula dividiendo el número de jefes de explotaciones agrícolas de una provincia que no se dedican principalmente a la actividad de la finca (fuente: INE, 1984-b) por el número total de agricultores (fuente: INE, 1984-a).

Coste de los factores variables (27).

El gasto del trabajo familiar se obtiene multiplicando la cantidad media de este factor por su precio. El coste de oportunidad del tiempo del jefe de la explotación agrícola y de sus ayudas familiares se asimila al salario medio observado en la provincia, éste se estima a partir de la distribución provincial de las rentas del trabajo (fuente: Banco de Bilbao, 1983-a), y del reparto de los empleos (fuente: Banco de Bilbao, 1983-b).

El coste del trabajo asalariado se calcula multiplicando la cantidad media de este factor por el salario de los obreros agrícolas (fuente: Ministerio de Agricultura, 1983); éste se supone homogéneo en el interior de una misma región.

(27) No se reproduce más que la definición del coste de los factores, expresados en el modelo de producción en forma de cantidad física.

Bibliografía

- ARROW, K.J., CHENERY, H.B., MINHAS, B. y SOLOW, R.M. 1961, «Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency», *Review of Economics and Statistics*, vol. 43, pp. 225-50.
- BECKER, G.S. 1964, *Human Capital*, New York, Columbia University Press.
- BIOLLEY DE, T. y PAELINCK, J. 1972, «Une Famille de Fonctions de Production à Elasticité de Substitution Variable ou Constante», *Revue d'Economie Politique*, n° 1, pp. 1-24.
- FANE, G. 1975, «Education and the Managerial Efficiency of Farmers», *Review of Economics and Statistics*, vol. 57, pp. 452-461.
- HENDERSON, J.M. y QUANDT, R.E. 1972, *Microeconomía, Formulación matemática elemental*, París, Dunod.
- JAMISON, D.T. y LAU, L.J. 1982, *Farmer Education and Farm Efficiency*, Baltimore, The Johns Hopkins University Press.
- KHALDI, N. 1975, «Education and Allocative Efficiency in U.S. Agriculture», *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 57, pp. 650-57.
- KMENTA, J. 1962, «On the Estimation of the CES Production Function», *International Economic Review*, vol. 8, pp. 180-189.
- LOCKHEED, M.E., JAMISON, D.T. y LAU, L.J. 1980, «Farmer Education and Farm Efficiency: A Survey», *Economic Development and Cultural Change*, vol. 29, pp. 37-76.
- MELLOR, J.W. 1976, *The New Economics of Growth*, New-York, Cornell University Press.
- MINCER, J. 1974, *Schooling, Experience and Earnings*, New-York, Columbia, Yale University Press.
- SHULTZ, T.W. 1964, *Transforming Traditional Agriculture*, New Haven, Yale University Press.
- SCHULTZ, T.W. 1975, «The Value of the Ability to Deal with Disequilibria», *Journal of Economic Literature*, vol. 13, pp. 872-76.
- THEIL, H. 1967, *Economics and Information Theory*, Amsterdam, North-Holland Publishing Company.
- WELCH, F. 1970, «Education in Production», *Journal of Political Economy*, vol. 78, pp. 32-59.
- ZELLNER, A. 1971, *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*, New-York, John Wiley and Sons.

Fuentes Estadísticas

- Banco de Bilbao 1982, *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial 1979*, Apéndice «Análisis de la Agricultura», tabla «Distribución provincial de gastos y amortizaciones», Bilbao.
- Banco de Bilbao 1983-a, *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial 1981*, tabla «Ingresos provinciales por factores productivos-rentas de trabajo», Bilbao.
- Banco de Bilbao, 1983-b, *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial 1981*, tabla «Distribución de los empleos» Bilbao.

- INE 1984-a, Censo Agrario de España 1982, Tomo III, Resultados Provinciales, tabla 1.10.1, Madrid.
- INE 1984-b, Censo Agrario de España 1982, Tomo III, Resultados Provinciales, tabla 1.10.2, Madrid.
- INE 1984-c, Censo Agrario de España 1982, Tomo III, Resultados Provinciales, tabla 1.10.8, Madrid.
- INE 1984-d, Censo Agrario de España 1982, Tomo III, Resultados Provinciales, tabla 5.1.1., Madrid.
- INE 1984-e, Censo Agrario de España 1982, Tomo III, Resultados Provinciales, tabla 6.7.2., Madrid.
- INE 1984-f, Censo Agrario de España 1982, Tomo III, Resultados Provinciales, tabla 6.7.3., Madrid.
- Ministerio de Agricultura 1981, Anuario de Estadística Agraria, tabla «Patrimonio de la Agricultura Española, Distribución de su valor a 31-XII-76», Madrid.

RESUMEN

El objetivo de este artículo es poner en evidencia los efectos del capital humano en la agricultura española. Para ello se desarrollan dos tests econométricos complementarios. El primero examina la influencia de la educación formal del jefe de la explotación sobre el nivel tecnológico de su proceso de producción, para determinar en qué medida el capital humano permite obtener una organización de los recursos tal que el producto realizado sea máximo. El segundo test tiene por finalidad mostrar en qué medida la educación contribuye a reducir los errores de producción y permite al empresario elegir una combinación de factores tales que minimicen su coste de producción.

Los efectos de la formación se verifican aquí a nivel provincial para el año 1982, utilizando agregados referentes a la explotación media de cada provincia. Los resultados muestran que el nivel de educación formal del empresario resulta, a la vez, fuente de eficiencia técnica y económica del proceso de producción agrícola, y que otras características individuales, como la edad o el sexo del agricultor, no favorecen ni una organización óptima de los factores, ni una gestión del proceso próxima al coste mínimo teórico.

RÉSUMÉ

L'objectif de cet article est de mettre en évidence les effets du capital humain dans l'agriculture espagnole. Pour ce faire on développe deux test économétriques complémentaires. Le premier examine l'influence de l'éducation formelle du chef d'exploitation, sur le niveau technologique de son processus de production, pour déterminer, dans quelle mesure, le capital humain permet d'obtenir une organisation des ressources telle que le produit réalisé soit maximum. Le second test a pour but de

montrer quelle mesure l'éducation contribue à réduire les erreurs de production, et permet à l'agriculteur de choisir une combinaison de facteurs tels qu'ils minimisent son coût de production.

Les effets de la formation, sont vérifiés ici au niveau provincial, pour l'année 1982, à partir d'agregat relatif à l'exploitation moyenne de chaque province. Les résultats montrent que le niveau d'éducation formelle du chef d'exploitation à la fois source d'efficacité technique et économique du processus de production agricole, et que d'autres caractéristiques individuelles, telles que l'âge ou le sexe de l'agriculteur, ne favorisent ni une organisation optimale des facteurs, ni une gestion du processus proche du coût minimum théorique.

SUMMARY

The objective of this article is to show the effects of the human capital in Spanish agriculture. Two complementary econometric tests are developed for this end. The first one examines the effect of farmer's formal education on the technological level of the production process, in order to determine in which proportion human capital allows an optimal organization of the inputs. The second test is designed to show how education contributes to reduce errors in production and permits the farmer to select a set of factors that minimize production costs.

The effect of education are examined at provincial level, for the year 1982, using observations of per farm province averages. The results show that the farmer's level of formal education is, at the same time, a source of technical and economic efficiency of the agricultural production process and that other individual characteristics, such as farmer's age and sex, do not affect neither the optimum organization of factors, nor the management for processing close to the theoretical minimum.