

**EFFECTOS DEL CAPITAL HUMANO EN EL SECTOR AGRÍCOLA:
ANÁLISIS DE 12 PAÍSES DE LA OCDE**

LE CLECH, Nestor A.*

GIMENEZ, Gregorio

RESUMEN

La literatura empírica tiene dificultades para medir el efecto del capital humano en el sector agrícola. Esto puede deberse a la baja calidad de las variables de capital humano utilizadas tradicionalmente. El presente trabajo elabora un indicador de capital humano más complejo que los que se vienen utilizando, y que tiene en cuenta las dimensiones cuantitativa y cualitativa del concepto. Nuestros hallazgos, medidos con el nuevo indicador, confirman un efecto positivo y significativo del capital humano sobre el valor agregado y la eficiencia del sector agrícola. Aún más, el nuevo indicador confirma que el capital humano altamente cualificado presenta un impacto positivo para el sector agrícola, y que el capital humano de cualificación media posee una importancia fundamental en el sector, dando cuenta de un aporte aún mayor que el del trabajo de baja cualificación, lo que supone un hallazgo novedoso en el análisis del sector agrícola.

Palabras clave: sector agrícola, capital humano, educación, eficiencia técnica, técnicas de frontera de producción

Clasificación JEL: Q16, Q19, J24

Effects of human capital on Agriculture

Abstract

The empirical literature has difficulties in measuring the impact of human capital in the agricultural sector. This may be due to the low quality of human capital variables traditionally used. This paper develops an indicator, more complex than those that have been used, which takes into account the quantitative and qualitative dimensions of human capital concept. Our findings, measured with the new indicator confirms a positive and significant effect of human capital on the added value and efficiency of the agricultural sector. Furthermore, the new indicator confirms that the highly skilled human capital has a positive impact on the agricultural sector, and that the medium-skilled human capital is of fundamental importance in the sector, showing an impact even greater than the contribution of labor low qualifications, which is a novel finding in the analysis of the agricultural sector.

Keywords: agriculture, human capital, education, technical efficiency, technical production frontier

* Néstor A. Le Clech, Departamento de Economía y Administración. Universidad Nacional de Quilmes. R. S. Peña, 352, 1876, Bernal, Buenos Aires, Argentina., nleclech@unq.edu.ar. Gregorio Giménez, Facultad de Economía y Empresa. Universidad de Zaragoza, Gran Vía, 2, 50005, Zaragoza (Spain), gregim@unizar.es

Acknowledgement: El autor agradece a la Universidad de Zaragoza y el banco Santander S. A. de España por el auspicio recibido en el marco del programa de ayudas de movilidad 2013-2014.

1 El ambiguo efecto del capital humano sobre la eficiencia y la productividad en el sector agrícola

La literatura económica ha resaltado el papel que el capital humano juega en el crecimiento de la productividad desde un punto de vista teórico y empírico. En los desarrollos teóricos más recientes, el capital humano aparece como un factor más dentro de la función de producción. Dicho factor constituye un elemento esencial para aproximarse a la frontera tecnológica. Cuando los países se encuentran próximos a esta, su importancia se multiplica a la hora de ganar competitividad y diferenciarse del resto. Esto ocurre tanto desde una perspectiva agregada como sectorial. Hay que señalar que el capital humano presenta una serie de singularidades en cada sector, que hacen que afecte a la productividad de manera diferente. En el caso del sector agrícola, la relación que se establece entre las dos variables es claramente bidireccional.

Así, de un lado, los incrementos en productividad en el sector agrícola han tenido efectos importantes sobre el stock de capital humano. La mecanización en la agricultura, las nuevas técnicas de producción y la incorporación de semillas mejoradas genéticamente permitieron conseguir incrementos en productividad. Este hecho, a su vez, permitió aumentar el consumo per cápita de alimentos y, por lo tanto, repercutió positivamente en la salud de la fuerza de trabajo (Fogel, 1994). Las mejoras en salud debidas a la mejora de la alimentación permitieron incrementar la productividad y la renta y, como la educación es un bien normal, incrementar los niveles de escolarización. Además, al aumentar la esperanza de vida, lo hace el horizonte temporal en el que se puede sacar provecho a la inversión en educación. A su vez, las mejoras en dotación de capital humano han redundado en aumentos en productividad en el sector industrial y de servicios, que al mismo tiempo se han nutrido de mano de obra excedentaria, emigrada del campo a las ciudades. Ello influyó positivamente en el incremento de las tasas de escolarización, gracias a los cambios técnicos y a las mejoras en la organización del trabajo que han tenido lugar en el sector agrícola. (Huffman y Orazem, 2007).

En cuanto a los efectos que la formación de los agricultores tendrá sobre la productividad del sector, hay que indicar que la inversión en capital humano incidirá sobre la calidad del trabajo desarrollado y facilitará la toma de decisiones en aras a incrementar las inversiones en capital físico y la eficiencia técnica. El capital humano tiene una fuerte relación de complementariedad con el capital físico y estimula las inversión, lo que redundará en crecimiento de la productividad (Zepeda, 2001). Con todo, la principal forma en la que el capital humano afecta a la productividad agrícola es a través de la adquisición de nuevas tecnologías, ya que el nivel formativo de los agricultores determina tanto la información obtenida sobre nuevos procesos e innovaciones como su adopción final (Wozniak, 1993). Los países que no tienen un stock suficiente de capital humano no pueden explotar los nuevos descubrimientos (Trueblood, 1989). El uso de las nuevas tecnologías va teniendo una importancia mayor en la agricultura, como en el caso del acceso a la información sobre el precio de los *inputs* y *output* en mercados dispersos o la expansión de los mercados virtuales, lo que lleva a la necesidad de una mayor formación. El capital humano permite a los agricultores tomar las decisiones de inversión de un modo más eficiente, especialmente ante cambios abruptos en tecnologías disponibles, lo que redundará en incrementos de la productividad en las explotaciones (Huffman, 2001).

De la gran cantidad de tecnologías que salen al mercado, solo una pequeña parte resultará rentable para el agricultor, y los costes de información acerca de sus características y funcionalidades pueden ser muy elevados. Un mayor nivel de formación puede contribuir a la toma eficiente y temprana de este tipo de decisiones, tanto en países desarrollados como en vías de desarrollo, especialmente en el caso de tecnologías muy novedosas y de alta rentabilidad. De hecho, la experiencia demuestra que el crecimiento de los países que actualmente se encuentran entre los más desarrollados tuvo lugar inicialmente gracias a la incorporación de avances tecnológicos al sector agrícola (Hayami y Ruttan, 1985). Aún teniendo en cuenta el aumento en la superficie cultivada, el incremento de la producción fue debido al mayor rendimiento de los cultivos que permitió el cambio técnico. En muchas ocasiones, los cambios en productividad en el sector agrícola se originan mediante la importación de técnicas foráneas. Por ejemplo, la adaptación de técnicas agrícolas importadas de Japón fue especialmente importante en el desarrollo agrícola de Korea y Taiwan (Evenson y Gollin, 2003). Como en otros sectores, los procesos de importación de tecnología, requieren una adaptación de dichas tecnologías a las necesidades locales, para lo cual se hace necesario un stock de capital humano suficiente, que posea educación superior y un nivel elevado de conocimientos tácitos para que las nuevas tecnologías funcionen (Weil, 2008). Esto resulta especialmente importante en el caso de la agricultura (Kudaligama y Yanagida, 2000), ya que los países difieren en características climáticas, tierras, especies o plagas.

Con todo, al contrario que en otros sectores, han existido dificultades para constatar empíricamente que el capital humano pueda contribuir a mejorar la productividad en el sector agrícola. Para Huffman (2001), los efectos de la educación sobre la asignación de recursos -como la adopción de *inputs*, el uso de la tierra y las decisiones de producción- serían más importantes que sobre la propia eficiencia técnica. Hay que tener en cuenta que la producción agrícola es muy dependiente de los determinantes geológicos, climatológicos o biológicos; lo que limita en gran medida la contribución que puede tener la mejora en la calidad del trabajo. Además, existen una serie de peculiaridades en el uso de los factores productivos propias del sector agrícola. Por un lado, el capital físico es un factor menos intensivo en este sector, y el capital humano tiene un fuerte elemento de complementariedad con él. En cuanto al factor trabajo, hay que tener en cuenta que los trabajadores contratados suelen tener una formación escasa. Además, los granjeros por cuenta propia o sus familias conforman una parte muy importante de la fuerza laboral y no reciben una compensación salarial directa. Cuando estos tienen una mayor formación, en ocasiones compatibilizan su trabajo con otros más intensivos en capital humano. Asimismo, en muchas ocasiones, se busca rentabilizar la inversión en educación emigrando hacia las ciudades, trabajando en sectores donde existen más oportunidades para los trabajadores cualificados y en los que se pagan mayores salarios. (Greenwood, 1993).

Por todo ello, una mayor cualificación de la mano de obra agrícola se traduciría en ganancias en eficiencia técnica y productividad habitualmente pequeñas. La evidencia empírica parece corroborar esta idea, al encontrar efectos ambiguos de la educación sobre la productividad y los salarios de los trabajadores por cuenta ajena. Así, para el caso de EE.UU. y con datos de producción agrícola de los años 1949, 1954 y 1959, Griliches (1963 y 1964) señala que la educación de la mano de obra agrícola tiene un efecto positivo y significativo sobre la producción que resulta similar al del factor trabajo, medido como días trabajados. Sin embargo, los escasos estudios de corte transversal con

perspectiva internacional existentes parecen no encontrar evidencia clara del efecto del capital humano sobre la productividad. Craig *et al.* (1997) utilizan una muestra de 98 economías desarrolladas y en desarrollo, y estiman una función de producción Cobb-Douglas introduciendo distintas variables de capital físico, trabajo y tecnología y dos proxies de capital humano: la tasa de alfabetización, como variable que mide la escolarización, y la esperanza de vida, como aproximación al capital humano en forma de salud. Aunque el coeficiente de la esperanza de vida es positivo y significativo, el de la variable alfabetización resulta negativo y significativo.

Es importante señalar que las variables de capital humano que se han venido utilizando en estos trabajos empíricos son muy pobres y pueden presentar errores de medición que sesguen los resultados en las estimaciones. El presente trabajo utiliza la metodología propuesta por Giménez *et al.* (2014) para construir un indicador internacional de capital humano para el sector agrícola que contemple una dimensión amplia de la variable: tanto cuantitativa como cualitativa. En la sección segunda, se explica la elaboración del indicador, que se basa en una cuantificación de las diferencias en productividad con origen en diferencias en cantidad y calidad educativa entre los trabajadores agrícolas de distintos países. La información disponible nos ha permitido construir una base de datos para analizar doce países de la OCDE, con un período temporal que abarca los años 1982-2004. La muestra con la que se trabaja es la más amplia posible, y está condicionada por la disponibilidad de datos de la base *EU KLEMS*, tanto por periodos como por países. Hay que tener presente que esta base ofrece información homogenizada, y por lo tanto comparable internacionalmente, lo que supone una valiosa novedad para el análisis de la productividad sectorial. Con todo, la muestra se circunscribe a países OCDE y algunos de los datos, especialmente los referidos al factor trabajo, no están disponibles para todos los periodos ni países. El nuevo indicador, con mejores propiedades que los tradicionales, al hacer uso de una perspectiva más rica, es utilizado para medir el impacto del capital humano en términos de su elasticidad sobre el valor agregado y su incidencia sobre la eficiencia del sector agrícola. Por tanto, el trabajo contribuye a perfilar el verdadero efecto del capital humano sobre la productividad en el sector agrícola, cuestión que, como se ha visto, es controvertida en la literatura.

En la sección tercera se presenta la metodología y se realizan las estimaciones empíricas. Respecto a la metodología empleada, es preciso señalar que, debido a que el interés del presente trabajo es el de medir el impacto del capital humano en términos de su elasticidad sobre el valor agregado y su efecto sobre los niveles de eficiencia en el sector, las técnicas de Frontera de Producción Estocástica son las más adecuadas. Las mismas facilitan el análisis de información de datos de panel balanceados permitiendo además eficiencia variable a través del tiempo. Esta es la mejor alternativa frente a otras más tradicionales. Tal y como señala Battese (1992), las estimaciones realizadas a partir de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) podrían ser descritas, más apropiadamente, como una función de respuesta promedio, más que como una función que describa la frontera de posibilidades de producción. Por tal razón, la utilización de las técnicas de Frontera de Producción (FPE) resulta idónea para el objetivo propuesto en el trabajo¹. Asimismo, y en

¹ Se recomienda consultar el trabajo de Farrell (1957) para conocer en mayor profundidad los conceptos microeconómicos que dan fundamento a los modelos de frontera de producción y la revisión realizada por Battese (1992), en donde además se detallan los hallazgos alcanzados por

vistas de las varias posibilidades de estimación que ofrece la técnica mencionada, se realizó un proceso de selección que nos condujo a emplear los métodos propuestos por Greene (2005b y c) conocidos como *true fixed effects* y *true random effects*.

Finalmente, en la sección cuarta se ofrecen las conclusiones del trabajo, de las que se puede subrayar la confirmación del efecto positivo del capital humano en el sector agrícola, efecto verificado tanto para el capital humano de alta cualificación como el de media cualificación, siendo además este último el más importante de ambos.

2 Propuesta del indicador internacional de capital humano para el sector agrícola

A pesar de la importancia que el capital humano tiene en la actividad económica, no existe una definición generalmente aceptada. Esta cuestión dificulta su medición, más si tenemos en cuenta que se trata de un concepto multidimensional que incluye numerosos elementos (Giménez, 2005). Diversos especialistas han destacado que las dificultades para su medición pueden ser la causa de que los trabajos empíricos no encuentren una relación clara entre capital humano y productividad. Así, Huffman (2001, 366) resalta la magnitud de este problema en el sector agrícola: “los efectos débiles que tiene la educación en los análisis de corte transversal por países parecen más probablemente debidos a problemas con los datos que a la ausencia de efectos reales. A pesar de que el progreso puede ser lento, esta es un área donde queda trabajo por hacer”.

Giménez *et al.* (2014) proponen medir el stock de capital humano de las economías a través de una nueva metodología. Esta se basa en las diferencias de productividad, medidas por las diferencias salariales con origen en los distintos niveles formativos, y en las diferencias en la calidad educativa recibida, medidas a través de pruebas internacionales de conocimiento. En este trabajo, se utiliza dicha metodología para elaborar un indicador de capital humano para el sector agrícola de los países OCDE. Para su elaboración se emplea la base *EU KLEMS Growth and Productivity Accounts database*, financiada por la Comisión Europea. Esta base ofrece datos, sobre horas trabajadas, salarios y niveles educativos alcanzados por los trabajadores para del sector agrícola (por cuenta propia y ajena). Esto supone una importante novedad, debido a la ausencia de datos de este tipo a nivel sectorial, y más concretamente en agricultura, que sean, a su vez, comparables internacionalmente. Los datos sobre calidad educativa se extraen de Hanushek y Wößmann (2012), en adelante HW (2012). La mayor precisión del indicador elaborado permitirá reducir los errores de medición que caracterizan a las variables de trabajos empíricos existentes, basados en el uso de indicadores como tasas de alfabetización o niveles de escolarización.

El indicador propuesto HA_c , *stock* de capital humano dedicado a tareas agrícolas de un país c , se ha calculado como:

$$HA_c = \sum_i \sum_g \frac{LAB_{i,g} / H_{i,g}}{LAB_{1,g} / H_{1,g}} H_{i,g} Q \quad (1)$$

varios trabajos empíricos realizados para la agricultura. Asimismo, recomendamos consultar los trabajos de Greene (2005a y 2008) y Coelli *et al.* (2005), en el cual se presenta un extenso desarrollo de las técnicas aplicadas a los modelos de FPE de tipo estocástico.

Donde los subíndices que hacen referencia a los países y al tiempo se han omitido por simplicidad.

En la expresión:

$LAB_{i,g}$ es la compensación salarial de los trabajadores agrícolas con un nivel de cualificación i , con $i=1, \dots, N$, y para un grupo g de trabajadores con similares características de edad y género, con $g=1, \dots, M$.

$LAB_{1,g}$ es la compensación salarial a los trabajadores agrícolas de baja cualificación (trabajadores numerarios) y para un grupo g de trabajadores con similares características de edad y género. Así, asumimos la hipótesis que estos salarios relativos representan la relación existente entre las productividades marginales.

$H_{i,g}$ son las horas trabajadas por los trabajadores agrícolas para un grupo g de trabajadores con similares características de edad y género.

$H_{1,g}$ son las horas trabajadas por los trabajadores agrícolas de baja cualificación (trabajadores numerarios) para un grupo g de trabajadores con similares características de edad y género.

Q es el nivel de conocimiento que poseen los trabajadores con educación básica o numerarios, medido a través de los resultados obtenidos en las pruebas internacionales de conocimientos. Q se obtiene al relacionar la puntuación media obtenida en las pruebas internacionales de los estudiantes en cada país con los resultados obtenidos por el país con los estudiantes que obtienen la puntuación mínima, a través de la expresión:

$$Q = \frac{\text{Resultados medios en pruebas de conocimiento en cada país a través del indicador HW(2012)}}{\text{Resultados del país con peor desempeño en el indicador HW(2012)}}$$

Por tanto, el indicador propuesto utiliza las divergencias de remuneración entre trabajadores con diferentes niveles de educación, pero idéntico género y edad, para cuantificar las diferencias en productividad. Estas diferencias en productividad se usan para calcular el número de horas trabajadas por los trabajadores de cada nivel de formación transformadas en horas de trabajo numerarias, de acuerdo al nivel básico de educación. Finalmente, el *stock* de capital humano se obtiene como horas de trabajo numerarias totales corregidas por las diferencias en calidad educativa entre los distintos países. El anexo 1 ofrece los valores del indicador de capital humano propuesto.

3 Modelo econométrico, datos y estimaciones

El indicador propuesto en el trabajo será utilizado en esta sección para estimar la influencia del capital humano sobre la producción y la eficiencia en el sector agrícola. Para ello, se propone realizar el análisis trabajando con los siguientes modelos:

$$VA = AK^{B_1} T^{B_2} L^{B_3} \quad (2)$$

$$VA = AK^{B_1} T^{B_2} HA^{B_4} \quad (3)$$

Estos suponen una tecnología de tipo Cobb-Douglas, en donde VA es el valor agregado, K es el *stock* de capital, T es el *stock* de tierra o área destinada a la agricultura, L representa el total de horas trabajadas, HA es el *stock* de capital humano y, finalmente, A es el componente tecnológico; que será medido a través de la inclusión de una variable de tendencia temporal, que nos permita estimar la tasa media anual de impacto atribuible al cambio en el componente tecnológico registrado durante todo el período de estudio. Asimismo, y dadas las posibilidades de cálculo que ofrece la base EU KLEMS, también se ha desagregado la variable que mide las horas trabajadas, además del indicador de capital humano, en tres rangos: baja, media y alta cualificación, lo que nos permitirá analizar el impacto diferencial de la mano de obra según el grado de formación de la misma, teniendo en cuenta además las diferencias en calidad educativa entre países. En el cuadro 1, se presentan las distintas variables utilizadas conjuntamente con su descripción y fuente.

Cuadro 1. Variables, descripción y fuente de información del sector agrícola.

<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<i>Fuente</i>
VA	Valor agregado en agricultura en dólares constantes.	Banco Mundial
K	<i>Stock</i> de capital neto en agricultura en dólares contantes.	F.A.O.
T	Área de cultivos permanentes en Km ² .	Banco Mundial
L	Total de horas trabajadas en agricultura.	EU KLEMS
Ll	Total de horas trabajadas en agricultura de baja cualificación.	
Lm	Total de horas trabajadas en agricultura de cualificación media.	
Ls	Total de horas trabajadas en agricultura de alta cualificación.	
HA	Total de horas trabajadas en agricultura calculadas aplicando el indicador de capital humano propuesto.	Elaboración propia
Hl	Total de horas trabajadas en agricultura de baja cualificación, calculadas aplicando el indicador de capital humano propuesto.	
Hm	Total de horas trabajadas en agricultura de cualificación media, calculadas aplicando el indicador de capital humano propuesto.	
Hs	Total de horas trabajadas en agricultura de alta cualificación, calculadas aplicando el indicador de capital humano propuesto.	

La información disponible, fundamentalmente la referida a los datos para la elaboración del indicador de capital humano, permite trabajar con una muestra de 12 países pertenecientes a la OCDE: Australia, Austria, Canadá, Dinamarca, España, Finlandia, Reino Unido, Italia, Japón, Rep. de Korea, Países Bajos y Estados Unidos. El período de tiempo abarcado comprende desde el año 1982 hasta 2004, lo que nos ofrece un panel balanceado que reúne un total de 276 observaciones.

La metodología que se utilizará será la sugerida por Battese (1992), que se basa en el análisis de información de datos de panel balanceados estimados a partir de las técnicas de Frontera de Producción Estocástica, permitiendo eficiencia variable en el tiempo. Con todo, este tipo de técnicas ha recibido ciertas críticas, tales como las señaladas por Müller (1974) quien abogaba a favor del uso de MCO, llamando la atención sobre el rol de los factores de producción intangibles, tales como la información y el conocimiento, e indicando que, si estos factores fuesen introducidos en el modelo, las diferencias de productividad desaparecerían y cualquier efecto sería aleatorio y, por lo tanto, captado

por los residuos de las estimaciones MCO. En tal caso, las estimaciones MCO arrojarían los mismos resultados que las estimaciones realizadas con las técnicas de FPE. Desde esta perspectiva, y en términos teóricos, bajo circunstancias de competencia perfecta², todas las unidades productivas estarían funcionando en torno la frontera máxima eficiente, y cualquier desvío se debería exclusivamente a *shocks* temporales aleatorios, los cuales estarían siendo captados por los residuos de la regresión.

Las técnicas de FPE para datos de panel se basan en los trabajos pioneros de Aigner, Lovell y Schmidt (1977) y Meeusen y van den Broeck (1977). En los últimos años, han florecido nuevas investigaciones basadas en estas técnicas, que realizan estimaciones de datos de panel con efectos fijos o con efectos aleatorios. Dentro del primer grupo se encuentran los trabajos de Cornwell *et al.* (1990), Lee y Schmidt (1993) y Greene (2005b). Entre los que suponen efectos aleatorios, los de Battese y Coelli (1992 y 1995), Kumbhakar (1990) y Greene (2005c).

El modelo general de FPE supone una función de producción continua y cuasi cóncava. Se supone además competencia perfecta tanto en el mercado de venta del producto como en el mercado de factores de producción. De este modo, si partimos de una función de producción de tipo Cobb-Douglas linealizada mediante el uso de logaritmos, la función de frontera de producción puede ser expresada en términos generales como;

$$\ln y_{it} = \beta_i + \beta_1 \ln x_{it} + v_{it} - \mu_{it} \quad \text{modelo general de efectos fijos} \quad (4)$$

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln x_{it} + v_{it} - \mu_{it} \quad \text{modelo general de efectos aleatorios} \quad (5)$$

Los subíndices i y t identifican las unidades de corte transversal y el componente temporal respectivamente. La cantidad de producto viene recogida por y , y los componentes determinísticos por $\beta_0 + \beta_1 \ln x_{it}$ y $\beta_i + \beta_1 \ln x_{it}$ -los cuales contienen todas las variables explicativas (y sus coeficientes) así como los términos independientes-. v_{it} es un componente aleatorio ruido blanco que estaría captando los *shocks* aleatorios y los demás efectos no captados por las variables contenidas en x_{it} . Finalmente, $\mu_{it} \geq 0$ es la medida de ineficiencia técnica.

El nivel de eficiencia técnica (ET) mide el nivel de producto alcanzado relativo al nivel que potencialmente podría lograrse si la unidad de producción estuviera funcionando al máximo nivel posible de eficiencia. Su cálculo estará basado en la propuesta de Jondrow *et al.* (1982), que puede expresarse como:

$$ET_{it} = \exp(-\hat{\mu}_{it}) \quad \text{con } 0 < ET_{it} \leq 1 \quad (6)$$

Así, la técnica de estimación FPE presenta dos variables aleatorias, v_{it} y μ_{it} . En el caso de la primera se supone que $v_{it} \sim \text{iidN}(0, \sigma_v^2)$. Por su parte μ_{it} presenta algunas otras características particulares que dependen de diversos supuestos. Para las estimaciones basadas en modelos que permiten variaciones en el tiempo, lo más común suele ser suponer que μ_{it} sigue una distribución normal de una cola (positiva), $\mu_{it} \sim \text{iidN}^+(0, \sigma_\mu^2)$, denominada comúnmente en la literatura como *half normal*, y se

² Lo que supone una perfecta asignación de los factores y libertad plena de movimiento de los mismos, con información perfecta y sin costes de transacción alguno.

fundamenta en los desarrollos de Aigner *et al.* (1977)³. A su vez Meeusen y van den Broeck (1977) propusieron un supuesto de distribución exponencial, con media λ , que supone $\mu_{it} \sim iidG(\lambda, 0)$. Existen además otras alternativas como la normal truncada (*truncated normal*), presentada por primera vez por Stevenson (1980), que supone $\mu_{it} \sim iidN^+(\mu, \sigma_\mu^2)$.

Como la muestra contiene observaciones para un periodo de 23 años, realizaremos estimaciones con aquellos modelos que permitan variabilidad en la eficiencia a lo largo del tiempo. Dentro de estos modelos existen varias propuestas de estimación de FPE, entre los más conocidos se encuentran los trabajos de Kumbhakar (1990), Battese y Coelli (1992 y 1995), Lee y Schmidt (1993) y Greene (2005b y c), cuyas estimaciones econométricas realizaremos a partir de las propuestas desarrolladas por Belotti *et al.* (2013). Todas estas técnicas se llevan a cabo para las ecuaciones (7) que estima efectos fijos, y la ecuación (8) que estima efectos aleatorios, las cuales se presentan a continuación:

$$\ln VA_{it} = \beta_i + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln T_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + \beta_4 trend_i + v_{it} - \mu_{it} \quad (7)$$

$$\ln VA_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln T_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + \beta_4 trend_i + v_{it} - \mu_{it} \quad (8)$$

Estos modelos contienen las variables ya descritas en el cuadro 1, además de una variable de tendencia que intenta captar el impacto medio de la tecnología a lo largo del tiempo. En los cuadros 2 y 3 se presentan los principales hallazgos que guían el proceso de selección de la técnica de estimación⁴.

Cuadro 2. Modelo de efectos fijos estimados sobre la ecuación 7.

<i>Supuesto</i>	<i>Lee y Schmidt (1993) - Modified-LSDV</i>
$\mu_{it} \sim iidN^+(0, \sigma_\mu^2)$	Utilizando esta técnica obtenemos inconsistencia en la estimación. Valor negativo en el aporte del capital y todos los parámetros son estadísticamente no significativos.
$\mu_{it} \sim iidG(\lambda, 0)$	
$\mu_{it} \sim iidN^+(\mu, \sigma_\mu^2)$	
<i>Supuesto</i>	<i>Greene (2005b) – “True” fixed effects</i>
$\mu_{it} \sim iidN^+(0, \sigma_\mu^2)$	Obtenemos inconsistencia teórica en las estimaciones, Todos los parámetros, excepto el correspondiente a la variable de tendencia, obtienen valores negativos, Además de ser inestimada σ_μ^2 .
$\mu_{it} \sim iidG(\lambda, 0)$	Hallamos estimaciones consistentes, tanto en los parámetros como en la media y la varianza de μ_{it} .
$\mu_{it} \sim iidN^+(\mu, \sigma_\mu^2)$	Estimación de μ estadísticamente igual a cero y σ_μ^2 inestimado.

La propuesta de Cornwell *et al.* (1990) fue descartada, ya que su estimación es inviable para la presente ecuación debido a la inclusión de la variable de tendencia temporal y las estimaciones realizadas con esta técnica sin incluir la variable de tendencia presentan resultados altamente inconsistentes tales como un valor negativo de la variable K entre otros.

³ Véase también los avances presentados por Jondrow, Lovell, Materov y Schmidt (1982) y Battese y Coelli (1988).

⁴ Los resultados que hemos obtenido no se incluyen en el trabajo debido a los límites lógicos de extensión del mismo, sin embargo quedan a disposición del lector que así lo requiera.

Cuadro 3. Modelos de efectos aleatorios estimados sobre la ecuación 8.

<i>Supuesto</i>	<i>Battesse y Coelli (1992) - ML random-effects - decay model</i>
$\mu_{it} \sim \text{iidN}^+(0, \sigma_\mu^2)$	Solo es posible bajo supuesto de normal truncada.
$\mu_{it} \sim \text{iidG}(\lambda, 0)$	
$\mu_{it} \sim \text{iidN}^+(\mu, \sigma_\mu^2)$	Obtenemos estimaciones para μ y σ_μ^2 estadísticamente iguales a cero, lo que valida, en este caso, las críticas señaladas por Müller (1974).
<i>Supuesto</i>	<i>Battesse y Coelli (1995) - ML random effects</i>
$\mu_{it} \sim \text{iidN}^+(0, \sigma_\mu^2)$	Solo es posible bajo supuesto normal truncada.
$\mu_{it} \sim \text{iidG}(\lambda, 0)$	
$\mu_{it} \sim \text{iidN}^+(\mu, \sigma_\mu^2)$	Obtenemos estimaciones para μ y σ_μ^2 estadísticamente iguales a cero, lo que valida, en este caso, las críticas señaladas por Müller (1974).
<i>Supuesto</i>	<i>Kumbhakar (1990) - ML random-effects flexible</i>
$\mu_{it} \sim \text{iidN}^+(0, \sigma_\mu^2)$	Obtenemos estimaciones inconsistentes en términos de los errores estándar de casi todos los parámetros y de las varianzas.
$\mu_{it} \sim \text{iidG}(\lambda, 0)$	Solo es posible bajo supuesto media normal.
$\mu_{it} \sim \text{iidN}^+(\mu, \sigma_\mu^2)$	
<i>Supuesto</i>	<i>Greene (2005c) - "True" random effects</i>
$\mu_{it} \sim \text{iidN}^+(0, \sigma_\mu^2)$	Obtenemos estimaciones para σ_μ^2 estadísticamente iguales a cero.
$\mu_{it} \sim \text{iidG}(\lambda, 0)$	Obtenemos estimaciones consistentes, tanto en los parámetros como en la media y la varianza de μ_{it} .
$\mu_{it} \sim \text{iidN}^+(\mu, \sigma_\mu^2)$	Obtenemos estimaciones para μ y σ_μ^2 estadísticamente iguales a cero.

En base al diagnóstico de los cuadros 2 y 3, observamos que tanto para los modelos de efectos fijos como aleatorios, solo las técnicas propuestas por Greene (2005b y c), bajo el supuesto de distribución exponencial, obtienen resultados consistentes, tanto respecto a los valores esperados por la teoría económica como por las pruebas de hipótesis fundamentales realizadas sobre los parámetros estimados. De este modo, las estimaciones que se presentarán son las realizadas a partir de las propuestas de Greene (2005b y c) con el supuesto de distribución exponencial para ambos modelos (efectos fijos y aleatorios). Asimismo, y con el fin de constatar cuál de los modelos utilizar, se ha realizado la prueba likelihood ratio sugerida por Coelli *et al.* (2005) de las ecuaciones 7 y 8, testeando la hipótesis nula de que los modelos irrestrictos (efectos fijos) están anidados en los modelos restringidos (efectos aleatorios). En caso de aceptar la hipótesis nula los modelos de efectos aleatorios serían las estimaciones correctas. Habiéndose realizado los cálculos hemos obtenidos un estadístico igual a 83,23 valor que excede el valor crítico de 19,68 que corresponde a una distribución chi-cuadrada con 11 grados de libertad y un nivel de significatividad del 5%. Este hallazgo sugiere que los modelos de efectos fijos no están anidados en los modelos más sencillos de efectos aleatorios, por cuanto, en base a este estadístico, las estimaciones de efectos fijos se presentan como las más robustas. Por este motivo, incluimos las estimaciones calculadas con efectos fijos (ecuaciones 7, 9, 10 y 11) que se presentan a continuación;

$$\ln VA_{it} = \alpha_i + \alpha_1 \ln K_{it} + \alpha_2 \ln T_{it} + \alpha_3 \ln HA_{it} + \alpha_4 \text{trend} + v_{it} + \mu_{it} \quad (9)$$

$$\ln VA_{it} = \gamma_i + \gamma_1 \ln K_{it} + \gamma_2 \ln T_{it} + \gamma_3 \ln HI + \gamma_4 \ln Hm_{it} + \gamma_5 \ln Hs_{it} + \gamma_6 \text{trend} + v_{it} + \mu_{it} \quad (10)$$

$$\ln VA_{it} = \delta_i + \delta_1 \ln K_{it} + \delta_2 \ln T_{it} + \delta_3 \ln LI + \delta_4 \ln Lm_{it} + \delta_5 \ln Ls_{it} + \delta_6 \text{trend} + v_{it} + \mu_{it} \quad (11)$$

Por su parte, cabe destacar que las ecuaciones (9) y (10) están formuladas de manera que permiten hallar los efectos del capital humano sobre el valor agregado del sector agrícola, de manera agregada y desagregada. Para hallar la forma desagregada, la variable que mide las horas trabajadas se ha subdividido en tres rangos: baja, media y alta cualificación, lo que nos permite analizar el impacto diferencial de la mano de obra según el grado de formación de la misma y hacer comparaciones en términos de elasticidades con el indicador de capital humano propuesto.

En el cuadro 4 se presentan los resultados obtenidos luego de estimar las ecuaciones 7, 9, 10 y 11, mediante el modelo de efectos fijos propuesto por Greene (2005b) y suponiendo una distribución exponencial.

De la lectura de resultados se observa cierta variabilidad en las estimaciones que se refleja en los resultados obtenidos para el aporte del capital, con valores de 0,154 y 0,130 para las ecuaciones 7 y 9. Esta participación se incrementa a 0,238 y 0,268 en las estimaciones correspondiente a la ecuación 10 y 11, en tal sentido resulta importante notar dos cuestiones; la primera es que cuando se incluyen el factor trabajo de manera agregada (como en las ecuaciones 7 y 9) la participación del stock de capital es menor. La segunda cuestión es que la inclusión del capital humano como medida del factor trabajo disminuye la participación atribuida al capital. El aporte del factor tierra obtiene un parámetro estable a través de las 4 ecuaciones, con una participación aproximada a 0,1, es decir, un 10% del valor agregado.

En términos del aporte medio de la tecnología, medida en este caso por la variable de tendencia, se puede observar que el aporte medio anual se sitúa entre el 2,5% y 1,9%, observando que al incluir el capital humano el impacto tecnológico se ve disminuido. Esto sería así ya que, probablemente, las estimaciones correspondientes a las ecuación 7 y 11, las cuales no incluyen el capital humano, estarían captando mejoras en productividad de las cuales es responsable el capital humano, que al no ser incluido en la estimación se manifiesta a través de la variable general de tecnología. Esto se confirma incluso cuando se comparan ambas ecuaciones, ya que la ecuación 11, si bien no incluye una medida directa del capital humano, sí procura captar los efectos de la desagregación, produciendo el mismo efecto hacia la baja en las estimaciones del factor tecnológico. Por su parte, al dar lectura a los coeficientes obtenidos para las variables de capital humano se observan hallazgos de sumo interés, no obstante, antes de proceder a la lectura de resultados, parece oportuno recordar que el indicador de capital humano utilizado en el presente trabajo mide las diferencias de productividad que sirven para calcular el número de horas trabajadas por el trabajador de cada nivel, transformadas en horas trabajadas del trabajador numerario. En otras palabras, mide la cantidad de horas trabajadas de alta y media cualificación como su equivalente en horas trabajadas de baja cualificación. Esto hace que el valor del indicador de capital humano elaborado sea mayor al valor de horas trabajadas sin corregir por cualificación, y por ello es de esperar que el coeficiente sea menor, lo que indica que a mayor cualificación mayor es la eficiencia laboral y menor el

número de horas de trabajo necesarias para alcanzar el mismo nivel de producto. Esto se ve claramente en los coeficientes estimados para L y HA en las ecuaciones 7 y 9, en donde se observan valores de 0,558 y 0,471 respectivamente. Lo mismo sucede cuando se realizan las estimaciones con mayor desagregación del factor trabajo (ecuación 10 versus ecuación 11), cuyos coeficientes dan cuenta de una participación total de 0,381 (0,169+0,184+0,028) y 0,386 (0,182+0,166+0,038) del producto total.

Cuadro 4. Estimaciones de efectos fijos basadas en Greene (2005b) "true" fixed effects. Variable dependiente lnVA.

	Ecuación 7		Ecuación 9		Ecuación 10		Ecuación 11	
	β 's	ee	α 's	ee	γ 's	ee	δ 's	Ee
lnK	0,154	0,051	0,130	0,058	0,238	0,065	0,268	0,065
lnT	0,101	0,025	0,103	0,030	0,100	0,029	0,096	0,028
lnL	0,558	0,044						
lnH			0,471	0,051				
lnHl					0,169	0,025		
lnHm					0,184*	0,034		
lnHs					0,028	0,015		
lnLls							0,182	0,024
lnLms							0,166	0,032
lnLhs							0,038*	0,015
Trend	0,025	0,001	0,020	0,001	0,019	0,002	0,022	0,002
alpha1	-31,880	2,795	-21,503	2,809	-20,729	3,641	-27,087	3,648
alpha2	-32,231	2,755	-21,970	2,767	-21,015	3,580	-27,260	3,580
alpha3	-32,018	2,778	-21,591	2,783	-20,776	3,572	-27,105	3,584
alpha4	-31,796	2,754	-21,554	2,764	-20,945	3,649	-27,284	3,649
alpha5	-32,007	2,807	-21,525	2,817	-20,427	3,637	-26,819	3,643
alpha6	-31,773	2,765	-21,569	2,780	-20,661	3,575	-26,905	3,577
alpha7	-31,600	2,800	-21,252	2,817	-20,385	3,605	-26,670	3,612
alpha8	-31,956	2,824	-21,447	2,836	-20,399	3,581	-26,711	3,594
alpha9	-31,370	2,883	-20,886	2,914	-20,019	3,647	-26,307	3,663
alpha10	-31,916	2,837	-21,506	2,860	-20,256	3,559	-26,487	3,568
alpha11	-31,358	2,761	-21,154	2,777	-20,022	3,549	-26,180	3,550
alpha12	-31,514	2,887	-20,990	2,916	-20,191	3,657	-26,515	3,678
Log likelihood	262,4807		250,2001		271,5478		273,9721	
σ_{μ}^2	0,115	0,009	0,112	0,010	0,092	0,009	0,097	0,009
σ_v^2	0,028	0,005	0,038	0,006	0,045	0,006	0,039	0,039
λ	4,113	0,013	2,947	0,014	2,024	0,013	2,474	0,013

*Nivel de confianza 90%. El resto de las estimaciones son significativas al 5%, ee (errores estándar).

En tal sentido, los resultados estarían indicando que la no inclusión del capital humano produciría una sobreestimación de la elasticidad del trabajo en el sector agrícola. Este fenómeno se debe a que al incluir capital humano de mayor cualificación las estimaciones captan el efecto sobre la producción que se realiza haciendo uso de técnicas más modernas, para las cuales el rol de la maquinaria utilizada y de los *inputs* intermedios se vuelven más relevantes. Es por ello que el aporte del capital se incrementa y el efecto tecnológico disminuye. Esta última cuestión se presenta con mayor claridad al observar el

grado de importancia del trabajo de cualificación media respecto al de baja cualificación, con participaciones de 0,184 y 0,169 respectivamente. Un dato que se confirma al observar las estimaciones de la ecuación 11, que hallan el efecto inverso, en donde la participación del trabajo de baja cualificación posee una relevancia mayor que el trabajo de cualificación media (con valores de 0,182 y 0,166 respectivamente). Respecto al capital humano de alta cualificación, como era de esperar, presenta una participación relativa baja, aunque el hallazgo más importante en este caso es el de poder confirmar la significatividad estadística y el valor positivo de su coeficiente⁵.

Por otro lado, de la lectura general que podemos hacer de los resultados, especialmente interpretando las ecuaciones 7 y 11 (que no incluyen el capital humano), podemos inferir que se constata el cumplimiento de rendimientos decrecientes a escala (la suma de los parámetros de los factores de producción es inferior a la unidad). Este hecho estaría indicando que, en promedio, el sector agrícola de los países analizados responde a los postulados ricardianos. Los hallazgos están en línea con los resultados obtenidos por Sheng *et al.* (2011) en su estudio para Australia, o Capalbo *et al.* (1998) para los Estados Unidos, o los hallados por Cermeño y Maddala (1997) para una muestra amplia de países desarrollados. En esta misma línea, OCDE-FAO (2011, pp. 61) apunta a que, recientemente, muchos países desarrollados estarían mostrando rendimientos decrecientes a escala en el sector agrícola. Aunque también hay que señalar la existencia de estudios que encuentran resultados opuestos, como por ejemplo Kawagoe *et al.* (1985)⁶ o el de Kudaligama y Yanagida (2000) que hallan evidencia de rendimientos crecientes a escala para países desarrollados. No obstante, se debe ser cauteloso respecto a la confirmación de estos hallazgos (ya sean rendimientos crecientes o decrecientes), puesto que estos resultados pueden deberse a muchas cuestiones: tales como a diferencias en las técnicas utilizadas, a los modelos estimados y a diferencias puramente estadísticas. Las diferencias en el tamaño de las explotaciones agrícolas poseen un papel importante en la dinámica adquirida por la función de producción cuando se verifica la existencia de tecnologías no homotéticas (ver Chavas, 2008). Así, los resultados de los trabajos podrían estar condicionados por un efecto de agregación.

Asimismo, en el cuadro 5 se presenta, a modo de comparación, las varianzas estimadas de σ_{μ}^2 y de σ_v^2 , mostrando solo una leve diferencia hacia al alza en el modelo de efectos aleatorios estimado en la ecuación 8. Así, y a modo de resumen general, podemos observar que el modelo de efectos fijos obtiene una menor varianza producto de controlar parte de la heterogeneidad de las unidades transversales. Este hecho confirma los hallazgos indicados en Kotzian (2005), que señalaba que el efecto de heterogeneidad supone un impacto sustancial sobre las medidas de ineficiencia estimadas.

⁵ Aún cuando sea probable que las características comentadas sobre el impacto del capital humano en estas estimaciones sean una condición particular de las economías analizadas (en su totalidad de un alto nivel de desarrollo), los hallazgos son un hecho de sumo interés, puesto que sin lugar a dudas los países analizados se encuentran en la frontera tecnológica a la que convergerán el resto de países.

⁶ Al respecto, recomendamos ver el comentario que hace Moll (1988), quien llama la atención sobre estos hallazgos, señalando ciertas cuestiones estadísticas que pondrían en duda los resultados presentados por estos autores.

Para finalizar, en el cuadro 6 se presentan las estimaciones de eficiencia promedio obtenidas en cada estimación. Allí se puede observar que el nivel de eficiencia estimado se incrementa en las estimaciones que incluyen el capital humano. Alcanzando un nivel promedio máximo de eficiencia del 91,6% para la estimación de efectos fijos que incluyen el capital humano de manera desagregada (ecuación 10). Asimismo, se observa que no solo el efecto de desagregación es relevante, sino además que también lo son las diferencias captadas por el índice de capital humano.

Cuadro 5. Varianzas (σ_{μ}^2 y σ_v^2) de las estimaciones correspondiente al cuadro 4.

Varianzas	Ecuación 7	Ecuación 8	Ecuación 9	Ecuación 10	Ecuación 11
σ_{μ}^2	0,115	0,116	0,112	0,092	0,097
σ_v^2	0,028	0,031	0,038	0,045	0,039

Cuadro 6. Promedio de eficiencia estimada según cada ecuación.

Efectos Fijos	Ecuación 7	Ecuación 9	Ecuación 10	Ecuación 11
Promedios	0,897	0,900	0,916	0,911

De ello se desprende que parte de los factores de ineficiencia que captan los modelos de frontera estocástica tiene que ver con la calidad de los datos y de las variables incluidas en el análisis. Así, cuando se incluye una medición del capital humano más rica y precisa, que permite reducir los errores de medición de la variable, las estimaciones estarían arrojando, muy probablemente, una medida de eficiencia/ineficiencia más “pura”.

4 Conclusiones

La escasa literatura empírica que trata el efecto que la inversión en capital humano tiene sobre la productividad del sector agrícola se basa, con frecuencia, en el uso de indicadores de capital humano poco elaborados, como son las tasas de matriculación o de alfabetización. Estos errores de medición, pueden ocasionar sesgos de estimación, por lo que se hace necesario disponer de indicadores de capital humano más precisos a la hora de constatar los efectos que la inversión en educación tienen sobre el sector. En estas páginas se ha propuesto un indicador internacional de capital humano el cual resulta ser más preciso. El mismo fue elaborado a través de la estimación de las divergencias de remuneración entre trabajadores con diferentes niveles de educación, pero idéntico género y edad, para cuantificar las diferencias en productividad. Estas diferencias han servido para calcular el número de horas trabajadas por los trabajadores de cada nivel de formación transformadas en horas de trabajo numerarias, de acuerdo al nivel de educación del trabajador agrícola con educación básica. Finalmente, el *stock* de capital humano se ha obtenido como horas de trabajo numerarias totales corregidas por las diferencias en calidad educativa entre los distintos países, estimadas mediante las diferencias en los resultados en diversas pruebas internacionales de conocimiento a lo largo de un amplio periodo temporal, que abarca de 1964 a 2003.

El indicador de capital humano propuesto en el trabajo, más rico que los tradicionales, se ha usado para estimar, de una manera más precisa, la influencia del capital humano sobre la producción y la eficiencia en el sector agrícola. Para ello, nos hemos basado en las técnicas propuestas por Greene (2005 b y c), siendo esta una aplicación novedosa en el

análisis de los patrones de eficiencia agrícola. Los resultados estarían indicando que estas herramientas suponen una mejora notable respecto de las posibilidades de cálculo, ya que ofrecen estimaciones robustas frente a otras alternativas. No obstante, parece oportuno señalar que aún queda un campo de trabajo muy amplio, racionalizando ciertos ajustes, especialmente en lo que respecta a la construcción del modelo de efectos aleatorios.

Asimismo, se ha observado que el modelo de efectos fijos obtiene estimaciones de los patrones de ineficiencia/eficiencia con un grado de variabilidad menor que el obtenido por el modelo de efectos aleatorios, lo que estaría indicando que, efectivamente, el componente de heterogeneidad entre las unidades transversales de análisis produce cierto efecto sobre estas estimaciones.

Los resultados obtenidos en el presente trabajo nos permiten confirmar un efecto positivo y significativo del capital humano sobre la producción y la eficiencia del sector agrícola. Aún más, hemos podido verificar el grado de impacto del capital humano según el nivel de cualificación (baja, media y alta), encontrando que los niveles medios juegan un papel fundamental, los cuales son, en términos de participación en el valor agregado del producto, aún mayor que los niveles de baja y alta cualificación. Este es un hallazgo notable, aunque se debe ser cauteloso en términos de tener en mente el tipo de países incluidos en la muestra bajo análisis, los cuales responden a un tipo de tecnología de frontera y a economías de un nivel medio y alto de desarrollo. Además de esto, y como una diferencia notable respecto a otros trabajos, hemos podido analizar el impacto del capital humano de alta cualificación en el sector agrícola. Nuestros hallazgos indican que su contribución sobre el valor agregado del sector es positiva y se encuentra en torno al 3%.

Finalmente, es de señalar que hemos observado rendimientos decrecientes a escala, lo que resulta en un hallazgo que estaría indicando que el sector agrícola de los países más desarrollados parecería estar respondiendo a una dinámica de tipo ricardiana.

Bibliografía

- Aigner, Dennis; C.A. Knox Lovell y Peter Schmidt (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, vol. 6, no. 1, Amsterdam, Elsevier, pp. 21-37.
- Battese, George E. y Tim J. Coelli (1988), "Prediction of firm level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data", *Journal of Econometrics*, vol. 38, no. 3, Amsterdam, Elsevier, pp. 387-99.
- Battese, George E. (1992), "Frontier Production Functions and Technical Efficiency: A Survey of Empirical Applications in Agricultural Economics", *Agricultural Economics*, vol. 7 no. 3-4, Milwaukee, International Association of Agricultural Economists International Association of Agricultural Economists, pp. 185-208.
- Battese, George E. y Tim J. Coelli (1992), "Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, vol. 3, no. 1-2, Boston, Kluwer Academic Publishers, pp. 153-169.
- Battese, George E. y Tim J. Coelli (1995), "A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data", *Empirical Economics*, vol. 20, no. 2, Vienna, Springer, pp. 325-332.
- Belotti, Federico; Silvio Daidone; Giuseppe Ilardi y Vincenzo Atella (2013), "Stochastic Frontier Analysis Using Stata", *The Stata Journal*, Vol. 13, no. 4, Texas, Stata Press, pp. 719-758.
- Benhabib, Jess y Mark M. Spiegel (1994), "The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data", *Journal of Monetary Economics*, vol. 34-2, Amsterdam, Elsevier, pp. 143-173.

- Capalbo, Susan M. (1988), "A Comparison of Econometric Models of U.S. Agricultural Productivity and Aggregate Technology," en Susan M. Capalbo y John M. Antle (Eds.) *Agricultural Productivity. Measurement and Explanation*. Washington, DC, Resources for the Future, pp. 159-188.
- Cermeño, Rodolfo, Maddala, Gangadharrao S. (1997), "Testing for Non-stationary technology and constant returns to scale in the context of the inter-country agricultural production function", Doc. de Trabajo 119, Centro de Investigación y Docencia Económicas, México D. F..
- Chavas, Jean-Paul (2008), "On the economics of agricultural production", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 52, no. 4, New Jersey, Wiley, pp. 365-380.
- Coelli, Timothy J.; Dodla Sai Prasada Rao; Christopher J. O'Donnell y George Edward Battese (2005), *An introduction to efficiency and productivity analysis. 2nd ed.*, XVII, New York, Springer, pp. 350.
- Cornwell, Christopher; Peter Schmidt y Robin C. Sickles (1990), "Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels", *Journal of Econometrics*, vol. 46, no. 1-2, Amsterdam, Elsevier, pp. 185-200.
- Craig, Barbara J.; Philip G. Pardey y Johannes Roseboom (1997), "International Productivity Patterns: Accounting for Input Quality, Infrastructure, and Research", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 79 no. 4, Milwaukee, Agricultural & Applied Economics Association, pp. 1064-1076.
- EU KLEMS (2009), Growth and Productivity Accounts: November 2009 Release, disponible en: <<http://www.euklems.net>>.
- Evenson, Robert E. y Doug Gollin (2003), "Assessing the impact of the green revolution: 1960-2000", *Science*, vol. 300, Washington, American Association for the Advancement of Science, pp. 758-762.
- Farrell, M. J. (1957), "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 120, no. 3, New Jersey, Wiley, pp. 253-281.
- Fogel, Robert W. (1994), "Economic Growth, Population Theory, and Physiology: The Bearing of Long-Term Processes on the Making of Economic Policy", *American Economic Review*, vol. 84, no. 3, Pittsburgh, American Economic Association, pp. 369-395.
- Giménez, Gregorio (2005), "The human capital endowment of Latin America and the Caribbean", *CEPAL Review*, vol. 9, no. 86, pp. 103-122.
- Giménez, G.; López-Pueyo, C.; y Sanaú, J. (2015), "Human capital measurement in OECD countries and its relation to economic growth and technological indicators, *Revista de Economía Mundial*. Forthcoming.
- Greene, William (2005a), "Efficiency of public spending in developing countries: A stochastic frontier approach", *Report for the World Bank*, World Bank.
- ____ (2005b), "Fixed and random effects in stochastic frontier models", *Journal of Productivity Analysis*, vol. 23, no. 1, Boston, Kluwer Academic Publishers, pp. 7-32.
- ____ (2005c), "Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model", *Journal of Econometrics*, vol. 126, no. 2, Amsterdam, Elsevier, pp. 269-303.
- ____ (2008). "The econometric approach to efficiency analysis", en Harold O. Fried, Knox C. A. Lovell, y Shelton S. Schmidt (ed.), *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Growth*, Oxford, Oxford University Press, pp. 92-250.
- Greenwood, Michael J. (1993), "Internal migration in developed countries", *Handbook of Population and Family Economics*, en Mark R. Rosenzweig y Oded Stark (ed.), Amsterdam, Elsevier, pp. 647-720.
- Griliches, Zvi (1963), "The Source of Measured Productivity Growth: United States Agriculture, 1940-1960", *Journal of Political Economy*, vol. 71, Chicago, University of Chicago Press, pp.331-346.

- Griliches, Zvi (1964), "Research Expenditures, Education, and the Aggregate Agricultural Production Function", *The American Economic Review*, vol. 54, no. 6, Pittsburgh, American Economic Association, pp. 961-74.
- Hanushek Eric A. y Ludger Wößmann (2012), "Do Better Schools Lead to More Growth? Cognitive Skills, Economic Outcomes, and Causation", *Journal of Economic Growth*, vol. 17, no. 4, New York, Springer U.S., pp. 267-321
- Hayami, Yujiro y Vernon W. Ruttan (1985) [1971], *Agricultural Development: An International Perspective*, Baltimore, Johns Hopkins University Press, pp. 506.
- Huffman, Wallace y Peter F. Orazem (2007), "Agriculture and Human Capital in Economic Growth: Farmers, Schooling and Nutrition", en Prabhu Pingali and Robert Evenson, *Handbook of Agricultural Economics*, Amsterdam, Elsevier, pp. 2281-2341.
- Huffman, Wallace (2001), "Human capital: Education and agriculture", en Bruce L. Gardner y Gordon C. Rausser, *Handbook of Agricultural Economics*, Amsterdam, Elsevier, pp. 333-381.
- Jondrow, James; C. Knox Lovell; Ivan S. Materov y Peter Schmidt (1982), "On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model", *Journal of Econometrics*, vol. 19, no. 2-3, Amsterdam, Elsevier, pp. 233-38.
- Jorgenson Dale y Barbara M. Fraumeni (1989), "The accumulation of human and non-human capital 1948-1984", en Robert E. Lipsey y Helen Stone Tice, *The measurement of savings, investment and wealth*, Chicago, University of Chicago Press, pp. 227-286.
- Jorgenson, Dale Weldeau; Frank M. Gollop y Barbara M. Fraumeni (1987), *Productivity and US Economic Growth*, Cambridge, Harvard University Press, pp. 580.
- Kawagoe, Toshihiko; Hayami, Yujiro y Ruttan, Vernon (1985), "The intercountry agricultural production function and productivity differences among countries", *Journal of Development Economics*, Vol. 19, no. 1-2, Amsterdam, Elsevier, pp.113-132.
- Kotzian, Peter (2009), "Productive Efficiency and Heterogeneity of Health Care Systems: Results of a Measurement for OCDE Countries" *The Open Economics Journal*, vol. 2, Sharjah, Bentham Open, pp. 20-30.
- Kudaligama, Viveka P. y John F. Yanagida (2000), "A Comparison of Intercountry Agricultural Production Functions: A Frontier Function Approach", *Journal of Economic Development* Vol. 25, no. 1, Amsterdam, Elsevier, pp. 57-74.
- Kumbhakar, Subal C. (1990), "Production frontiers, panel data and time-varying technical inefficiency", *Journal of Econometrics*, vol. 46, no. 1-2, Amsterdam, Elsevier, pp. 201-212.
- Lee, Young Hoon y Peter Schmidt (1993), "A production frontier model with flexible temporal variation in technical inefficiency" en Harold O. Fried, C. Knox Lovell y Shelton S. Schmidt (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, New York, Oxford University Press, pp. 237-255.
- Meeusen, Wim y Julien van den Broeck (1977), "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error", *International Economic Review*, vol. 18, no. 2, New Jersey, Wiley, pp. 435-444.
- Moll, Peter (1988), "The intercountry agricultural production function and productivity differences among countries: Comment", *Journal of Development Economics*, Vol. 28, no. 1, Amsterdam, Elsevier, pp. 121-124.
- Müller, Jürgen (1974), "On Sources of Measured Technical Efficiency: The Impact of Information", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 56, no. 4, Milwaukee, Agricultural & Applied Economics Association, pp. 730-738.
- OCDE (2008), *Handbook on Constructing Composite Indicators. Methodology and user guide*, Paris, OCDE Publishing, pp. 158.
- OCDE/FAO (2011), "OCDE-FAO Agricultural Outlook 2011-2020", OCDE Publishing y FAO. Disponible en: http://dx.doi.org/10.1787/agr_outlook-2011-en

- Sheng, Yu; Zhao, Shiji y Nossal, Katarina (2011), "Productivity and farm size in Australian agriculture: reinvestigating the returns to scale", 55ª Conferencia de la Australian Agricultural and Resource Economics Society, del 8 al 11 de febrero de 2011, Melbourne, Australia.
- Stevenson, Rodney E. (1980), "Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation", *Journal of Econometrics*, vol. 13, no. 1, Amsterdam, Elsevier, pp. 57-66.
- Timmer, Marcel; Ton van Moergastel; Edwin Stuivenwold; Gerard Ypma; Mary O'Mahony y Mari Kangasniemi (2007), "EU KLEMS Growth and Productivity Accounts", disponible en: <<http://www.euklems.net>>.
- Timmer, Marcel P.; Mary O'Mahony y Bart van Ark (2008), "The EU KLEMS Growth and Productivity Accounts: An Overview November 2007 Release", disponible en <<http://www.euklems.net>>.
- Trueblood, Michael A. (1989), "Agricultural Production Function Estimates from Aggregate Inter-country Observations: A Selected Survey", *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, vol 37, no. 4, Victoria, pp. 1045-1060.
- Weil, David N. (2008), *Economic Growth*, New Jersey, Prentice Hall, pp. 592.
- Zepeda, Lydia (2001), *Agricultural Investment and Productivity in Developing Countries*, Food and Agriculture Organization of the United Nations, Economic and Social Development Papers no. 148, pp. 158, disponible en: <http://www.fao.org/docrep/003/x9447e/x9447e00.HTM>

Cuadro Anexo 1. Valores del indicador de capital humano propuesto. Horas trabajadas en el sector agrícola corregidas por la productividad en función de las diferencias salariales entre niveles educativos alcanzados y la calidad de la formación recibida.

PAÍS	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Australia	1017,0	992,7	981,9	1025,4	992,9	990,5	998,0	1000,6	1010,8	978,6	974,7	982,4
Austria	764,6	734,2	722,7	702,5	705,4	682,4	665,3	666,0	678,7	687,7	676,8	649,1
Canadá	1116,8	1159,4	1076,1	1256,2	1211,5	1150,1	1136,3	1129,8	1214,7	1312,6	1336,1	1353,5
Dinamarca	306,6	302,4	290,2	278,1	267,8	257,6	249,2	242,1	232,2	229,7	227,2	209,3
España	3601,5	3514,6	3227,9	3132,1	2928,4	2892,8	2717,8	2513,5	2480,8	2216,3	2143,1	2010,4
Finlandia	788,2	736,4	717,0	693,4	694,0	693,8	661,3	615,6	608,1	582,9	548,2	548,1
Gran Bretaña	1618,0	1630,9	1726,2	1634,7	1628,5	1601,1	1660,5	1664,6	1625,1	1679,4	1539,0	1484,6
Italia	4181,6	4204,7	3869,9	3673,0	3591,6	3503,7	3368,1	3219,8	3146,3	3145,3	3722,5	3517,8
Japón	16088,9	15534,6	15175,8	14633,5	14430,2	14091,1	13343,0	12853,1	12497,0	11995,3	11919,6	11000,2
Rep. de Corea	13592,6	11402,2	10515,0	10022,7	9819,1	9607,8	9386,9	9325,7	8790,0	8238,5	8050,9	7804,9
Holanda	648,6	637,5	640,2	647,9	644,9	643,5	647,6	658,5	645,7	657,0	679,8	698,2
Estados Unidos	10499,0	10538,5	10226,9	9407,0	9188,2	8956,8	9273,7	9014,2	9435,4	9779,6	9702,8	10307,8

PAÍS	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Australia	892,3	921,9	966,3	1010,3	971,8	1019,0	992,6	1079,7	883,3	839,0	822,4
Austria	599,2	563,5	559,6	547,4	530,0	512,0	495,8	490,1	491,7	491,9	495,4
Canadá	1187,6	1199,8	1294,8	1207,0	1314,8	1234,3	1146,7	1051,3	1234,3	1245,6	1164,3
Dinamarca	192,6	185,4	176,3	166,7	164,4	159,5	159,9	162,8	166,3	156,4	170,5
España	1942,0	1880,9	1914,5	1943,3	1985,4	1930,6	1908,0	1893,3	1930,3	1944,2	1949,4
Finlandia	518,3	458,9	439,6	403,5	394,0	426,5	411,3	375,8	358,0	344,1	332,9
Gran Bretaña	1520,0	1462,1	1391,5	1566,5	1487,8	1369,2	1414,8	1160,7	1045,5	1084,4	1074,3
Italia	3258,7	3137,8	3033,9	3039,6	2990,6	2894,4	2811,6	2924,8	2844,3	2749,7	2858,9
Japón	10826,3	10566,1	10300,7	9790,3	9361,7	8774,8	8227,2	8214,6	7910,1	7784,4	7799,8
R. de Corea	7461,8	7134,4	6909,5	6768,7	7170,6	6607,3	7083,0	7214,8	6830,2	6335,8	5284,8
Holanda	692,0	672,3	695,9	695,7	628,2	684,1	765,0	751,0	756,5	790,2	786,0
Estados Unidos	9825,1	9790,6	11288,6	9986,2	9046,7	11367,3	9944,8	11166,1	11085,7	10391,5	11805,0