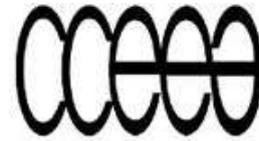




UNIVERSIDAD  
DE LA REPUBLICA  
URUGUAY



UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA  
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRACIÓN

Tesis para optar al Título de Máster en Economía

**ANÁLISIS DE EFICIENCIA Y CAMBIO TECNOLÓGICO DE LA  
PRODUCCIÓN DE ARROZ EN URUGUAY**

AUTOR

Magela Inés Cavalleri Ferrari

TUTOR

Federico García Suárez

Montevideo, Uruguay  
2017

## PÁGINA DE APROBACIÓN

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la Tesis de Investigación:

Título

.....  
.....

Autor

.....

Tutor

.....

Carrera

.....

Puntaje

.....

Tribunal

Profesor..... (Nombre y firma).

Profesor..... (Nombre y firma).

Profesor..... (Nombre y firma).

Fecha

## **RESUMEN**

La producción de arroz es uno de los rubros más dinámicos del sector agropecuario uruguayo y su desarrollo tecnológico ha evolucionado sostenidamente durante las últimas cuatro décadas. El constante crecimiento en la recepción industrial, sus exigencias, así como la importante inserción internacional del producto, han obligado a mantener la competitividad, productividad y alta calidad del mismo. Sin embargo, subsisten en el sector importantes diferencias entre unidades productivas en términos de rendimiento y de eficiencia técnica que motivan el interés por conocer el potencial de la tecnología disponible y la necesidad de analizar la heterogeneidad existente entre firmas, así como sus determinantes. A partir del enfoque de fronteras de producción estocásticas nos propusimos la estimación y análisis de la eficiencia técnica para un panel de 80 productores de arroz en el período 2000 a 2009, evaluando la incidencia del cambio tecnológico sobre la frontera. Los resultados obtenidos muestran que la cantidad de fertilizantes aplicados es la variable con un mayor efecto en la producción de arroz, seguida por el uso de herbicidas que permiten el control de las malezas. Asimismo, el uso de fungicidas y la propiedad de los recursos para el riego contribuyen en mayor medida a alcanzar altos niveles de eficiencia técnica, seguidos por la siembra temprana y el riego oportuno en orden de importancia. Además, los productores más eficientes fueron los que obtuvieron mayores rendimientos. Nuestro estudio no encontró evidencia de un cambio tecnológico significativo en el período de análisis.

**Palabras Claves:** Producción de arroz en Uruguay, fronteras estocásticas, eficiencia técnica, cambio tecnológico, datos de panel.

## TABLA DE CONTENIDOS

<b>1. Introducción.....</b>	<b>1</b>
<b>2. La Producción de arroz a nivel nacional.....</b>	<b>4</b>
<b>3. Revisión de antecedentes .....</b>	<b>8</b>
<b>4. Marco Teórico .....</b>	<b>13</b>
<b>4.1. El concepto de eficiencia y sus abordajes .....</b>	<b>13</b>
<b>4.2. Medición de la eficiencia técnica: enfoque de fronteras .....</b>	<b>15</b>
<b>4.3. Fronteras estocásticas: datos de panel.....</b>	<b>18</b>
<b>5. Base de datos y modelo empírico .....</b>	<b>23</b>
<b>6. Análisis de resultados.....</b>	<b>30</b>
<b>7. Comentarios finales y conclusiones .....</b>	<b>40</b>
<b>8. Bibliografía .....</b>	<b>42</b>

## 1. Introducción

El arroz ha sido un rubro históricamente dinámico y económicamente relevante tanto en el sector agropecuario como en la economía Uruguaya en su conjunto. Aunque en el presente transite por un enlentecimiento relativo, con una superficie sembrada que se ha mantenido estable y rendimientos que no han superado los máximos alcanzados en la década anterior, no pueden desconocerse cuatro décadas de un importante proceso de desarrollo tecnológico, favorecido y fomentado a través de la interacción de los agentes vinculados a toda la cadena: la Asociación de Cultivadores de Arroz (ACA), la Gremial de Molinos Arroceros (GMA) y el Instituto Nacional de Investigación Agropecuaria (INIA) en procura de mejoras continuas para todos los involucrados.

Esta dinámica ha sido vital para superar las dificultades y condiciones adversas de mercado que afectan directamente los costos de producción y la rentabilidad del negocio en Uruguay, manteniéndose en el ranking de los 10 principales exportadores de arroz a nivel mundial y dentro de los tres países con mayor rendimiento por hectárea<sup>1</sup> según FAOSTAT (2017). El constante crecimiento en la recepción industrial, así como la importante inserción internacional del producto han obligado a mantener la competitividad así como la alta calidad del arroz (ACA 2009). Las fuertes exigencias de la industria junto con las presiones del mercado han llevado a los productores arroceros a preocuparse crecientemente por producir mayores volúmenes, de forma más eficiente motivando su capacidad de innovar, de adaptar y de mejorar las prácticas agrícolas procurando mejores resultados y rendimientos (García et al., 2011).

La apertura de nuevos mercados (especialmente el europeo) fue definitoria en dicha adopción tecnológica, adquiriendo un carácter fundamental la utilización de variedades no transgénicas y la preservación de la calidad, inocuidad y sustentabilidad ambiental del producto. Razón por la cual, las decisiones técnicas adquieren una relevancia fundamental en la dinámica del proceso productivo (ACA, 2012).

Las principales incorporaciones tecnológicas adoptadas por los productores han sido: el manejo de suelos (supresión de laboreos, optimización del uso de herbicidas,

---

<sup>1</sup> En la zafra 2010/2011 se alcanzó en promedio un rendimiento de 8400 kilogramos por hectárea, configurando un record a nivel nacional.

fertilización y sistemas de rotación) que permite a los productores disponer de las superficies de cultivo en tiempo y forma, el adelanto de la fecha de siembra, la incorporación de variedades de alto rendimiento, el riego en etapas incipientes del cultivo en pro de un mejor aprovechamiento de la energía solar, el combate y control de malezas y el manejo óptimo de los insumos, entre otras de menor relevancia (García et al., 2011).

Sin embargo, el manejo productivo o prácticas agrícolas llevadas a cabo por los productores de arroz en Uruguay determinan fuertes diferencias entre unidades productivas tanto en términos de rendimiento como de eficiencia técnica (García, 2014). Ante procesos productivos relativamente uniformizados, el análisis de esas diferencias debe considerar necesariamente la multiplicidad de factores que afectan la eficiencia así como su evolución en el tiempo, omitirlas puede conducirnos a conclusiones parciales o incluso erróneas.

Nuestro objetivo consiste en estimar la frontera de producción de arroz de un grupo de 80 productores ubicados a lo largo del territorio uruguayo, cubriendo las diez zafras corrientes entre 2000 y 2009. Buscamos cuantificar la magnitud y evolución de la eficiencia técnica, sus determinantes y especificidades, así como evaluar el efecto del cambio tecnológico operado en ese período. El interés por conocer el potencial de la tecnología disponible en el sector y analizar las brechas de rendimiento y la heterogeneidad existentes entre unidades productivas, nos condujo hacia el enfoque de fronteras de producción estocásticas, metodología que emplearemos en el presente estudio.

Utilizamos para ello un panel de datos relevado por la arrocera SAMAN entre los años 2001 a 2010. Cuya información corresponde al manejo y rendimiento del cultivo de arroz de 80 productores ubicados en las tres zonas arroceras del Uruguay. Aunque no es una muestra estadísticamente representativa del universo nacional, posee un volumen de datos sumamente rico en relación al manejo del cultivo que no poseen las bases censales del MGAP (llevadas adelante por DIEA). Aún sin pretensión de inferir, ni generalizar los resultados, el análisis de esta muestra reviste gran interés empírico y académico. Contar con un panel de micro datos nos permite aplicar el enfoque de fronteras estocásticas, metodología de análisis que ha sido poco explorada en nuestro país para el estudio de la producción agropecuaria (por ser fuertemente demandante de datos a nivel

de firma) a pesar de ser ampliamente aplicada en el ámbito internacional debido a su capacidad explicativa y su utilidad en la orientación de políticas públicas.

Entender el funcionamiento de estas unidades productivas configura un avance en sí mismo y para el sector arrocero en general debido a la creciente necesidad de analizar los resultados obtenidos en el sector, las prácticas productivas individuales, evaluar el cambio tecnológico y las diferencias en la adopción y adaptación del mismo. Por esta razón, creemos que aportar lineamientos y estrategias tanto como identificar debilidades o dificultades empíricas es de suma relevancia para el desarrollo de investigaciones futuras que puedan adquirir un carácter general.

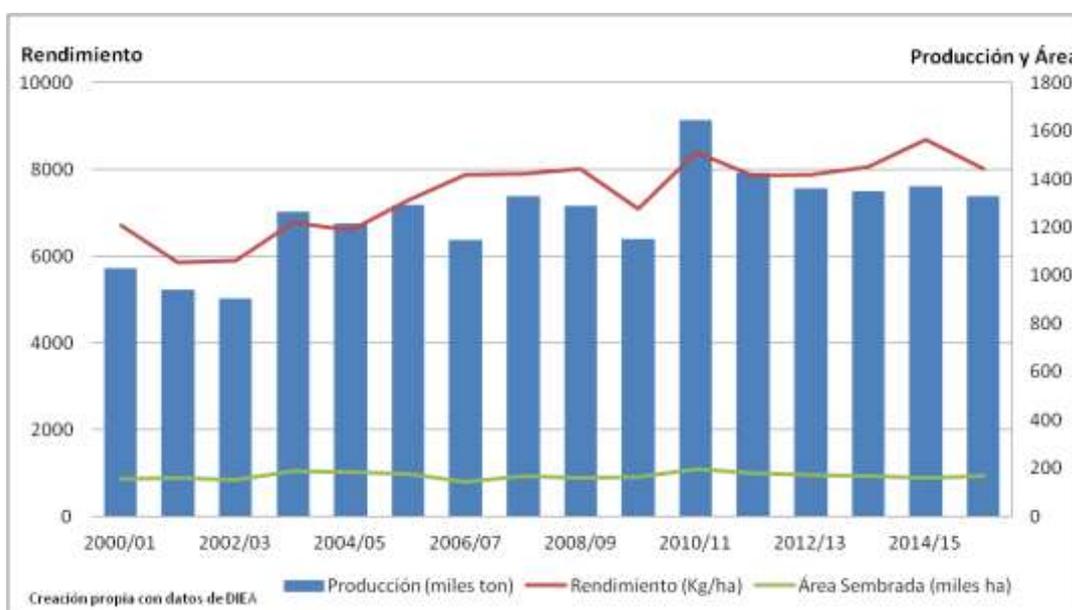
La evidencia recogida en estudios anteriores respalda la presunción de que el cambio tecnológico sucedido en el período de estudio (2001 a 2010) tuvo un impacto significativo en el rendimiento de los productores a partir de mejoras en el manejo técnico del cultivo que incrementaron la eficiencia y los resultados del proceso productivo. Sin embargo, sus efectos no han sido homogéneos entre individuos generando un sesgo en el progreso tecnológico a nivel de firmas, lo que hace esperar que una buena determinación de la eficiencia permita observar características comunes entre productores en función de sus resultados productivos.

El presente trabajo se estructura de la siguiente manera: en el próximo capítulo (2) se detalla las características del sector y de la producción de arroz en Uruguay. A continuación, el capítulo 3, contiene la revisión de la literatura, antecedentes nacionales e internacionales en la materia; seguido del desarrollo metodológico en el capítulo 4. La estrategia empírica y análisis de la base de datos se desarrollará en el capítulo 5. Continuando en el capítulo 6 con la presentación y análisis de los resultados para finalizar con las conclusiones y comentarios en el capítulo 7.

## 2. La producción de arroz a nivel nacional

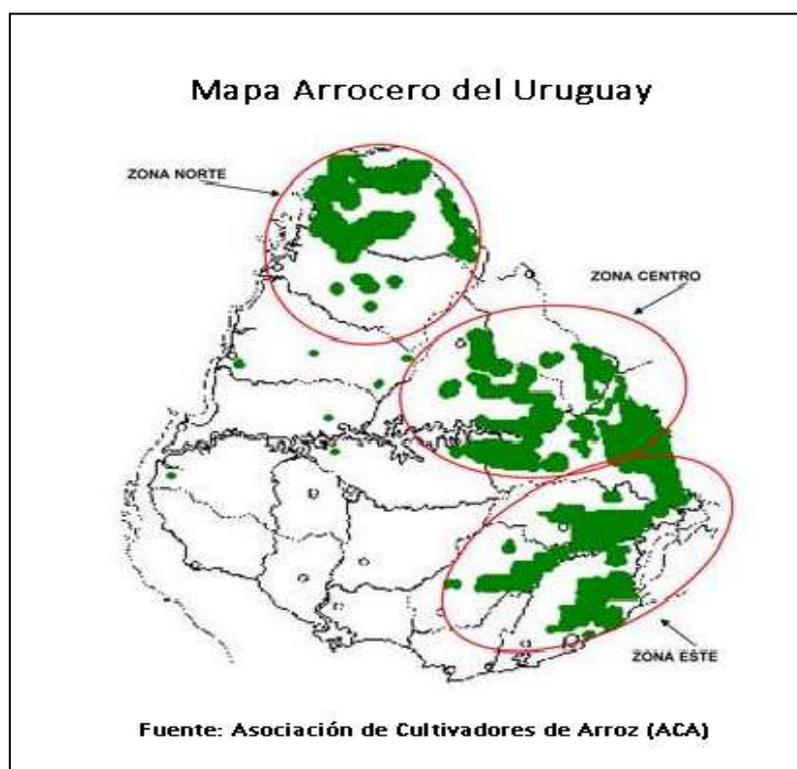
De acuerdo a los datos de OPYPA (2016) el área sembrada de arroz ha disminuido (en promedio) un 1% anual en los últimos diez años, siendo contrarrestado por el rendimiento cuyo incremento en promedio ha sido del 1.6% anual. Con esta tendencia, Uruguay ha logrado rendimientos equiparables a las zonas más fértiles de Estados Unidos, considerado uno de los más altos a nivel mundial. Con una superficie sembrada por debajo de las 170 mil hectáreas por año, el rendimiento actual alcanza en promedio los 8000 Kg/ha.

**GRÁFICO 1: Área sembrada, producción y rendimiento del cultivo de arroz en Uruguay.**



Teniendo en cuenta que la totalidad del cultivo de arroz se realiza bajo riego por inundación, las áreas potenciales de siembra se ven limitadas por la existencia de fuentes de agua, los costos de bombeo para riego, por la necesidad de recuperación de los suelos y por el uso de tierras en combinación con la ganadería. Además de una fuerte intensificación, esto determinó la ubicación de las chacras en tres zonas del país: la zona este donde el riego proviene de recursos naturales (cuenca de la Laguna Merín) y concentra el 73% del área sembrada y las zonas centro y norte cuyo abastecimiento de agua se basa fundamentalmente en represas y representa el 7% y 20% de la superficie sembrada respectivamente (DIEA, 2010).

**FIGURA 1: Ubicación geográfica de las zonas arroceras**



Se caracteriza por ser un cultivo de baja intensidad debido al sistema de rotaciones con pasturas que permiten la regeneración de los suelos, con un máximo de dos años de arroz consecutivos. La mayoría del área sembrada corresponde a tierras en régimen de arrendamiento (73% en promedio) la producción se realiza en ciclos largos de entre 4 y 6 años<sup>2</sup>, con dos zafra de arroz (consecutivas o con un año intermedio) seguido de un descanso con implantación de praderas o dejando que el tapiz se regenere naturalmente<sup>3</sup> (Deambrosi, 2014). A pesar de que muchos ganaderos (dueños de la tierra) tienen poco interés en la instalación de praderas al finalizar el ciclo arrocero, su uso implica un cambio en el sistema productivo del establecimiento, siendo dedicado al engorde de novillos (García et al., 2011).

En los años 90s el Uruguay pasó de producir casi la totalidad de la superficie arrocera con una variedad extranjera (introducida desde los EEUU) al desarrollo de variedades locales y su uso casi masivo. Si bien en la actualidad, las variedades híbridas están ganando lugar entre los arroceros representando un 14% del área sembrada según

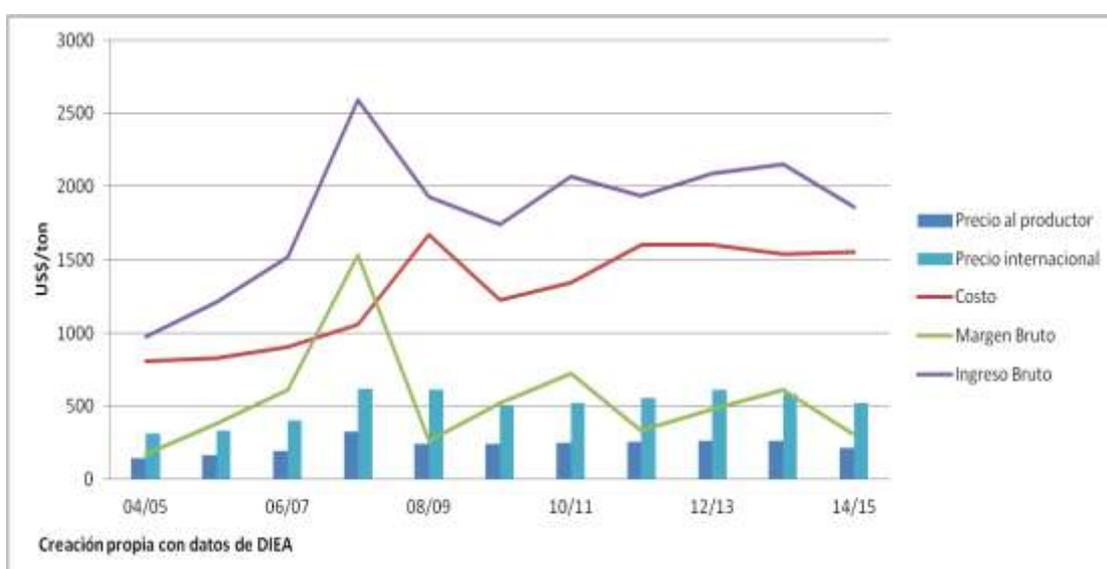
<sup>2</sup> Siendo poco comunes las rotaciones más cortas de 4 años y más generalizadas las de 6.

<sup>3</sup> Del total de área sembrada donde un 60% corresponde a cultivo de primer año, un 20% es retorno sobre pradera mientras un 24% se hace sobre campo natural; otro tipo de retorno el 11% y campo nuevo el 5%. De acuerdo a datos de DIEA para la zafra 2006/2007.

OPYPA (2016), hacia 2010 las variedades Paso 144, INIA Tacuarí e INIA Olimar cubrían un área del 60, 15 y 15% respectivamente (García et al., 2013).

El importante incremento de los costos de producción debido al alza de los precios internacionales de los insumos así como al aumento de sus componentes locales, comprometen el margen bruto de los arroceros que se acompaña al lento progreso del precio que perciben por el arroz (OPYPA, 2016).

**GRÁFICO 2: Evolución del precio internacional del arroz y el precio percibido por el productor; margen e ingresos brutos y costos expresados en US\$/ton.**



El precio percibido por los productores se determina por convenio entre la Asociación de Cultivadores de Arroz (ACA) y la Gremial de Molinos Arroceros (GMA) lo cual abarca casi al 90% del sector, determinando una fuerte integración vertical de los agentes que involucra desde la etapa primaria del cultivo en las chacras hasta la exportación del producto. Esta integración supone además, acuerdos entre el sector productivo y la industria con respecto a la producción de semillas, la investigación y mejoramiento, así como fuentes de financiamiento y crédito, entre otras.

En su fase de transformación, la mayor receptora del arroz producido en el país es la empresa SAMAN<sup>4</sup>, siendo solo 6 molinos los responsables por el 85% de las exportaciones, dicha empresa representa el 40% de las mismas.

<sup>4</sup> Por sus siglas: Sociedad Anónima Molinos Arroceros Nacionales.

El arroz representa entre 25 y 30% del ciclo de rotación, el resto del tiempo se permite la regeneración de pasturas naturales o se realiza siembra de praderas mejorando las propiedades físicas, químicas y biológicas del suelo. Esto favorece el control de malezas, insectos y enfermedades y reduce las necesidades de agroquímicos en un mismo lugar para un período de rotación (ACA, 2012).

La escasa utilización de herbicidas, fertilizantes e insecticidas junto con las características naturales propicias para el cultivo en Uruguay permiten el desarrollo de un sistema sustentable de producción. A través de las buenas prácticas agrícolas (BPA) que constituyen el conjunto de conocimientos (experimentales y productivos) y recomendaciones disponibles con respecto al manejo técnico del cultivo, se procura potenciar la productividad y la eficiencia, asegurando la calidad y potenciando la competitividad a nivel nacional e internacional. (García et al., 2011). Con una alta adopción, estas prácticas de manejo alcanzan más del 80% de la superficie sembrada, siendo el sistema productivo preponderante.

Otro argumento a favor de esta rotación, es que permite un laboreo adecuado y es menos demandante de maquinaria, asegurando además, la siembra en el período óptimo. Como señala Deambrosi (2014) una siembra tardía provoca una mayor exposición del cultivo a fríos e insuficiente radiación solar en etapas tempranas de su desarrollo, lo cual limita su rendimiento final. En definitiva, las decisiones de manejo que afectan la siembra dentro del período óptimo<sup>5</sup> inciden fuertemente en las posibilidades de incremento de los rendimientos debido al condicionamiento desde el punto de vista climático.

Por otra parte, el tratamiento del cultivo requiere de la aplicación de fertilizantes de dos a tres veces a lo largo de su desarrollo. De igual forma, el uso de herbicidas, fungicidas e insecticidas combinado con el manejo del riego, posibilita el control de malezas y enfermedades que permiten mejoras sustantivas en los rendimientos (Bonilla et al., 2005).

---

<sup>5</sup> Siendo la fecha de siembra óptima, principio de octubre y hasta la primera quincena de noviembre. Pudiéndose extender a lo sumo hasta el 30 de noviembre dependiendo la variedad.

### **3. Revisión de antecedentes**

El análisis de fronteras estocásticas (AFE) que se propone en este trabajo ha recibido una creciente aceptación en lo que refiere a evaluaciones de eficiencia en el sector agrícola y en particular en el sector arrocero. En efecto, el trabajo de Bravo-Ureta et al. (2007) realiza un meta análisis a partir de la revisión de 167 estudios empíricos (publicados entre 1979 y 2005) sobre eficiencia técnica de predios agropecuarios para varios rubros y países (tanto desarrollados como en desarrollo). En el mismo, se reportaron 23 análisis de eficiencia en el cultivo de arroz para Asia (en su mayoría) y para África; 19 de los cuales aplican fronteras estocásticas, mientras el resto se basa en modelos determinísticos.

El objetivo del trabajo de Bravo-Ureta et al. (2007) es explicar la variación en la eficiencia técnica media reportada por estudios enfocados en el sector agropecuario que aplicaron diversos enfoques metodológicos para calcularla (no paramétricos y paramétricos así como determinísticos y estocásticos). Concluyendo que la eficiencia técnica promedio se encuentra positiva y significativamente relacionada al ingreso promedio de los países, salvo para el grupo de ingresos medios altos, cuya eficiencia promedio resultó baja.

Por otro lado, Watkins et al. (2014) hacen referencia a 20 estudios de eficiencia en el sector arrocero a lo largo del mundo, publicados entre 1991 y 2011. La mitad de ellos aplicaron únicamente AFE, ocho utilizaron solo DEA y los dos restantes, compararon ambos enfoques cuyos resultados no son concluyentes respecto de la superioridad explicativa de un método sobre el otro. Además, la mayoría se enfoca exclusivamente en la eficiencia técnica tomando datos de países del sudeste asiático. Todos los trabajos refieren a países en desarrollo y muchos incluyen a productores en condiciones de subsistencia. Los resultados reportados por 19 de los trabajos respecto de la eficiencia técnica promedio, sugieren que los productores podrían reducir sus ineficiencias entre un 5% y 37%. Es decir que los productores podrían producir lo mismo reduciendo la utilización de insumos con ese margen.

En su trabajo, Watkins et al. (2014) aplican el método de análisis de datos envolventes (DEA) para calcular la eficiencia técnica, asignativa, económica y de escala en la producción de arroz en Arkansas (Estados Unidos de América). Aunque la mayoría de

los predios resultaron muy cercanos al óptimo técnico y con alta eficiencia de escala, la mayoría mostró algún grado de ineficiencia asignativa y económica. Además, se concluye que mejoras en la variedad seleccionada y del manejo del riego generan incrementos significativos en la eficiencia.

Con respecto a los análisis de eficiencia en la producción de arroz que aplican un enfoque de fronteras estocásticas, pueden hallarse en el ámbito internacional un gran número de trabajos que se basan en datos anuales de producción (estudios cross section), mientras un número reducido de trabajos han podido realizarse en base a datos panel (algunos de los cuales buscan dar cuenta de los cambios tecnológicos y la evolución de la eficiencia).

En el caso de Villano y Fleming (2006) quienes analizan la eficiencia en la producción de arroz en Filipinas tomando en cuenta los factores de riesgo de la misma, se basan en un panel de 46 productores que no utilizan riego mecánico, para los años 1990 a 1997. Los autores aplican el enfoque de fronteras estocásticas con error heteroscedástico especificado por Battese y Broca (1997) contrastando la adecuación de las formas funcionales Cobb-Douglas, Translogarítmica y Cuadrática (descartando significativamente la primera). Se constata un alto grado de variabilidad en los niveles de eficiencia que los autores adjudican a la inestabilidad en las condiciones ambientales que enfrentan los productores. De hecho, mientras la eficiencia media para todo el período fue de 0.79, un cuarto de los productores se ubicó encima de 0.90, el 17% lo hizo entre 0.71 y 0.80; y algunos productores, fuertemente afectados por la sequía presentaron una eficiencia media entre 0.11 y 0.20.

A su vez, Yao y Shively (2007) analizaron el cambio tecnológico y las fuentes de ineficiencia para 300 productores de arroz en Filipinas durante los años 1995, 1997, 1999 y 2002. Siendo la principal conclusión que el uso y manejo del riego fue el principal determinante de los altos niveles de eficiencia estimados. La base de datos consistió en un panel desbalanceado de 747 parcelas pertenecientes a los 300 productores analizados para los años ya señalados (cada productor registró como máximo tres cultivos anuales y tres parcelas, aunque lo más común hayan sido dos en cada caso). Los autores señalan que en 1995 todos los cultivos dependían de las lluvias para el riego, en 1997 la mitad eran irrigados y ya en 1999 y 2002 todos los productores contaban con tecnologías de riego. Los cuatro modelos reportados siguen la

especificación de fronteras estocásticas con ineficiencia variantes en el tiempo propuesta por Battese y Coelli (1995) adoptando la forma funcional Cobb-Douglas y distribución normal truncada del término de ineficiencia. A partir del modelo básico se adiciona en una segunda versión (Modelo 2) con la composición del trabajo en la firma como variable explicativa de la ineficiencia. El Modelo 3 incorpora otra variable al modelo de ineficiencia que tiene en cuenta los ingresos familiares totales en relación al ingreso por la venta de arroz. Por último el Modelo 4 adiciona dos variables explicativas para medir la importancia de los servicios de riego.

Más recientemente, Hossain et al. (2012) utilizaron el modelo de fronteras estocásticas (AFE) en su versión translogáritmica asumiendo dos distribuciones distintas para la ineficiencia (semi-normal y normal truncada) contrastando los resultados con los obtenidos en base al análisis de datos envolventes (DEA) en la estimación de la eficiencia técnica y la tasa de crecimiento promedio de la productividad total de los factores (PTF). El trabajo se realiza a partir de un relevamiento en predios arroceros de tres distritos de Bangladesh en el período comprendido entre 1989 y 2008. Los resultados mostraron igual ranking del ratio de crecimiento de la PTF entre regiones cuando se aplica AFE con distribución semi-normal de la ineficiencia y DEA. Además, ambos modelos muestran un ratio positivo de crecimiento del PTF lo que señala una mejoría en la eficiencia técnica que condice con el decrecimiento significativo de la ineficiencia a lo largo del período, lo cual no se confirma cuando se considera la distribución normal truncada del término de ineficiencia en la AFE. Los autores concluyen que el cambio técnico fue la fuerza motora de la mejora en el PTF y que las tres regiones mejoraron su desempeño productivo.

El enfoque de fronteras de producción estocástica cuenta con algunas referencias en Uruguay que se han enfocado en varios sectores de actividad como los servicios de agua (Ferro et al., 2010), la producción industrial (Carracelas, 2013) o la producción lechera (Pérez-Quesada, 2017). Sin embargo, esta metodología no ha sido utilizada para el sector arrocero en particular. En consecuencia, haremos referencia en los siguientes párrafos, a los trabajos que analizan la eficiencia del sector arrocero a nivel nacional y luego exploraremos la utilización de fronteras estocásticas para el análisis del sector agropecuario Uruguayo.

Entre los antecedentes nacionales que atañen específicamente a la eficiencia del sector arrocero, la principal referencia es el trabajo de García (2016). En el mismo, se utiliza la metodología de análisis envolvente de datos (DEA), para estimar la frontera de producción, cuáles son los productores que la integran o definen, y como se comportan los que quedan por fuera. El estudio calcula en primer su primer etapa, el valor de la eficiencia técnica, de escala, asignativa y económica de las 573 chacras que integran la base de datos (correspondientes a 26 productores de arroz en el período 2004-2008). En una segunda etapa, se analizó el efecto de una serie de variables de manejo de la chacra sobre la eficiencia técnica a partir de una regresión truncada. Los resultados obtenidos, indicaron que el 46% de los productores tienen al menos una chacra sobre la frontera de producción. Además, 94% opera en escalas sub-óptimas. En lo que refiere a las variables categóricas, las que mostraron un efecto positivo (y significativo) sobre la eficiencia técnica y económica, fueron la fertilidad natural del suelo (media y alta) y todas las variedades consideradas; mientras que el efecto año, y el uso de fungicidas solo tienen impacto en la eficiencia económica.

Una segunda referencia, es el análisis realizado por García et al. (2012), donde se analiza, en el marco de un modelo de equilibrio general computable, el impacto de la adopción de buenas prácticas en el cultivo de arroz. Pone énfasis en la inserción comercial del cereal, bajo la lupa de un comercio mundial segmentado por sus preferencias. Concluyéndose que la adopción de buenas prácticas de manejo, provoca una mejora del bienestar para el conjunto de la economía; mientras que la pérdida de bienestar asociada a la aplicación de variedades transgénicas, se encuentra ligada a condiciones adversas en los mercados mundiales para la inserción de estas variedades.

En lo que refiere a la aplicación de fronteras estocásticas, el trabajo reciente realizado por Pérez-Quesada (2017) analiza la eficiencia técnica de los productores de leche en Uruguay para el ejercicio 2013-2014. La base de datos analizada recogió la información de la encuesta realizada por INALE (Instituto Nacional de la Leche) en el año 2014 para una muestra representativa de 276 productores remitentes de leche a nivel comercial. Los resultados obtenidos se basaron en la estimación de una frontera de producción Cobb-Douglas siguiendo la especificación del modelo propuesto por Battese y Coelli (1995); concluyendo que el tamaño del rodeo (cantidad de vacas lecheras) y el consumo de concentrados y reservas son las variables con mayor poder explicativo sobre la

producción de leche, en dicho orden. A su vez, la eficiencia técnica promedio se estimó en el orden del 74%, lo que sugiere que los productores de leche en Uruguay podrían expandir su capacidad productiva un 26% utilizando la tecnología disponible. Se señala además, que la especialización productiva de las firmas y la utilización de inseminación artificial fueron los principales determinantes de los diferenciales de eficiencia entre unidades productivas y por lo tanto, quienes reúnen dichas características pueden alcanzar mejores resultados en términos de productividad y eficiencia. Por último, se constata que los productores más eficientes son aquellos que alcanzan volúmenes de producción mayores y además producen de forma más intensiva.

Al respecto, mencionaremos el trabajo de Bravo-Ureta et al. (2008), que a partir de un panel de datos desbalanceado y aplicando fronteras estocásticas en dos etapas, estimaron la eficiencia técnica en predios lecheros provenientes de Argentina, Chile y Uruguay. Los resultados indican que, en los tres países, los predios estarían operando a un tamaño sub-óptimo, dada la escala creciente que determinaron los modelos analizados. A su vez, la tasa promedio anual de cambio tecnológico estimada fue 0,9% para Argentina, 2,6% para Chile y 6,9% para Uruguay mientras que la eficiencia técnica media fue igual a 87,0%, 84,9% y 81,1% para los respectivos países.

Por último, también para el rubro lechero, Grau et al. (1995) realizaron un análisis de la eficiencia técnica de establecimientos lecheros vinculados a la Federación Uruguaya de Centros Regionales de Experimentación Agropecuaria (FUCREA) a partir de 14 años de registros. Se utilizó para ello, la estimación de una frontera paramétrica (DEA). Los resultados mostraron que la mayor superficie de los establecimientos coincide con una menor proporción de pasturas mejoradas y con un mayor nivel de suministro de ración por vaca-masa. A su vez, muestran un menor nivel de carga animal, obtienen menor productividad por hectárea y similares niveles de productividad por vaca-masa. Los resultados económicos establecieron que los predios de mayor superficie tienen mejor desempeño en promedio.

## **4. Marco Teórico**

### **4.1. El concepto de eficiencia y sus abordajes**

Evaluar el rendimiento de una unidad productiva analizándolo en términos relativos a una tecnología, nos traslada al problema de la eficiencia, que desde una perspectiva paretiana es el criterio de comparación que permite evaluar el resultado obtenido por varios individuos y con respecto a un óptimo. Una situación Pareto eficiente dominará a otra si hace que alguien mejore sin empeorar a nadie más. Como toda medida relativa, requiere el concepto de eficiencia, cómo medirla, así cómo elegir entre alternativas eficientes y establecer el criterio de decisión (Bogetoft y Otto, 2010).

La motivación para alcanzar la eficiencia es el punto de partida. Se origina en el modelo ideal de elección racional donde un individuo “procura lo mejor” dado un conjunto de alternativas disponibles y un conjunto de preferencias. Por lo tanto, si una unidad productiva alcanza un nivel de producción ( $y$ ) transformando un conjunto de insumos ( $x$ ) su objetivo será maximizar una función de preferencias correspondiente a la utilidad que obtiene de una combinación factible de insumo-producto ( $x, y$ ). La solución a este problema de decisión básica corresponde al óptimo de la firma en un contexto de racionalidad. Esto nos dice que la unidad productiva ha hecho el mejor uso de su potencial o que ha alcanzado la efectividad en su rendimiento dada su función objetivo (o de preferencias). Sin embargo, el desconocimiento de esa función objetivo no permite la comparación y la cuantificación de la eficiencia; se deberá encontrar una aproximación realizable de ese modelo ideal, a los efectos de poder comparar los rendimientos entre individuos y respecto de la “mejor práctica”.

La primera definición de eficiencia productiva surgió del trabajo de Koopmans (1951) quien refirió a la misma como aquella combinación factible de insumos y producto que sería tecnológicamente imposible alterar sin cambiar al menos la cantidad de un insumo. Sin embargo, es Farrell (1957) el primero en proponer una forma de medir la eficiencia técnica y asignativa de las firmas. En su trabajo, definió la eficiencia técnica como el aprovechamiento óptimo de los recursos productivos de tal forma que ningún aumento de la cantidad producida sea posible sin incrementar los insumos utilizados. Postuló además, que la eficiencia asignativa se asocia a la capacidad de elegir la combinación de insumos más barata para obtener determinado nivel de producto.

Esta medida de eficiencia relativa trata de suplir la falta de información con respecto de la tecnología (relación entre los insumos y el producto o espacio de posibilidades de producción) asumiendo que la función de producción es conocida, que existe libre acceso a la tecnología y que la misma es convexa. Estimar la frontera de producción a partir de observaciones a nivel de firma soluciona el problema teórico de la elección respecto de objetivos generales desconocidos y de un óptimo ideal; así como la limitación de suponer escalas de producción constantes o de evaluar la eficiencia tomando en cuenta una única dimensión (como sucedía con muchos indicadores o ratios).

La eficiencia productiva no es solo una cuestión de teoría económica, es también una preocupación empírica cuyas conclusiones conciernen a los planificadores de políticas, tanto como a los agentes que toman decisiones económicas. Cuantificar la capacidad o potencial de una actividad productiva para lograr ganancias eficiencia, sin absorber mayor volumen de recursos, se transforma en una necesidad para la orientación de las políticas públicas y para entender las decisiones que subyacen a los procesos productivos.

La ambigüedad respecto del concepto de eficiencia señalada por Hall y Winsten (1957) obliga a definir que entendemos por ambiente y sí es posible que el mismo permanezca incambiado ante modificaciones del proceso productivo. Si queremos evaluar la eficiencia técnica, deberíamos analizar cuánto mejoraría la producción si modificamos la técnica en un ambiente particular que se mantiene constante. Los autores argumentan que lo que se identifica como cambios en la eficiencia técnica puede provenir de modificaciones en el ambiente; lo que toma especial relevancia cuando analizamos la producción agrícola. En este ámbito, la dimensión ambiental toma un carácter trascendental, desde Lau y Yotopoulos (1971), Tauer (1987) hasta Mukherjee et al. (2013), se señala que las variables climáticas, las condiciones del suelo, así como otros factores que condicionan el ambiente en el que se desarrolla el proceso productivo, afectan los resultados y deben ser tomadas en cuenta al evaluar la eficiencia técnica en tanto constituyen potenciales factores de desvío de las posibilidades de producción.

Por otra parte, podemos asumir que una correcta toma de decisión respecto de un proceso productivo bien definido conduce (en promedio) a mejores resultados, tal como surge del trabajo de Alvarez et al. (2004). Además, Wilson et al. (2001) afirman que

analizar el problema de la eficiencia requiere resolver la cuestión empírica de cómo cuantificar la influencia del ambiente y las habilidades de gerenciamiento técnico sobre la eficiencia, dado su carácter inobservable. La experiencia, el conocimiento de la tecnología disponible, la motivación, el aprendizaje, la capacidad de adaptar nuevas técnicas, así como los factores psicológicos, aunque no sean directamente observable han sido identificados por la teoría económica como factores que provocan desviaciones en el resultado productivo. Dichos factores afectan la eficiencia tanto como las condiciones físicas en que se lleva a cabo la producción y por lo tanto es necesario incluirlas en el análisis de algún modo. Por tanto, hablaremos de variables o condiciones ambientales, en sentido amplio, haciendo referencia a las condiciones físicas del proceso productivo tales como factores climáticos, atributos del suelo, entre otros y también las habilidades gerenciales y atributos personales de los productores, en el entendido de que todas ellas afectan la toma de decisiones, la asignación y uso de los recursos así como el resultado productivo y la eficiencia.

En referencia al trabajo de Malmquist (1953), el cambio tecnológico tiene dos componentes: el progreso tecnológico en sí (la mejora absoluta) y la mejora tecnológica relativa a su propio resultado (comparándose con ella misma), donde una firma es más eficiente si consigue estar más cerca de la frontera tecnológica disponible. Si retomamos el concepto de eficiencia, que es intrínseco al uso de una determinada tecnología y la dinámica de los procesos productivos, resulta difícil asumir que en un período de tiempo suficientemente prolongado no se produzcan cambios en la eficiencia provenientes de incrementos en la productividad y en mejoras tecnológicas (Yao y Shively 2007). Tampoco debería aceptarse directamente que esas mejoras sean homogéneas entre las unidades productivas, ya que la tecnología depende y es determinada por las condiciones sociales, técnicas, mecánicas, químicas y biológicas en que el proceso productivo se lleva a cabo.

#### **4.2. Medición de la eficiencia técnica: enfoque de fronteras**

Diferentes enfoques econométricos han sido desarrollados en la literatura a los efectos de estimar la eficiencia relativa (Benchmarking) motivados por la idea de que ninguna firma puede exceder la frontera ideal y que las desviaciones de la misma representan la ineficiencia de los individuos.

Por un lado encontramos los métodos no paramétricos, siendo el más difundido el análisis de datos envolventes propuesto por Charnes et al. (1978) (DEA por sus siglas en inglés) siendo un modelo determinístico que se basa en la programación matemática. La principal ventaja de estos enfoques reside en la flexibilidad por no suponer a priori una estructura arbitraria en la especificación de la frontera, además de adaptarse a modelos multiproducto. Sin embargo, es muy sensible a observaciones extremas, no es posible hacer contraste de hipótesis sobre la estructura de producción, ni sobre la estimación de eficiencia técnica ni realizar inferencia a partir de sus resultados.

Por otro lado, los enfoques paramétricos se distinguen entre las fronteras determinísticas (FPD) y las estocásticas (AFE). En las FPD toda diferencia computable entre el comportamiento de una firma dada y la frontera óptima es considerada como ineficiencia, dejando fuera de cuestión los posibles shocks que además de no afectar a todos los productores en la misma magnitud, suelen no estar bajo el control de las firmas. Mientras que las AFE incorporan al análisis la posibilidad de que los procesos productivos reales puedan estar afectados por factores aleatorios ajenos al control de las firmas, generándose un modelo de error compuesto, integrado por un error aleatorio simétrico y un término correspondiente al nivel de ineficiencia de la unidad productiva. Como señalan Aigner et al. (1977) una firma sería ineficiente con la medida de FPD luego de haber sido devastada por una inclemencia climática, mientras que de acuerdo a la AFE sería simplemente no exitosa.

Por lo tanto, la principal ventaja del enfoque de FPE es que permite separar los factores que afectan a la ineficiencia de aquellos que desvían la frontera como resultado de errores de medición o shocks aleatorios que están fuera del control de las firmas. Esto tiene especial relevancia en la producción agrícola cuando se piensa en los factores ambientales, geográficos y/o climáticos que afectan los procesos productivos, como señalan Mukherjee et al. (2013).

Desde Aigner et al. (1977) las FPE han sido extensamente utilizadas en la estimación de eficiencia. Tanto las fronteras de producción como las de costos (modelo dual) se caracterizan por contener un error compuesto que incluye al término de ineficiencia ( $u_i$ ). Estos modelos son estimados consistente y eficientemente por métodos de máxima

verosimilitud (MV)<sup>6</sup> a partir de supuestos sobre la distribución que permiten la separabilidad del término de error aleatorio respecto de la ineficiencia así como la realización de inferencia sobre los parámetros de la frontera.

La especificación del modelo básico para datos cross section (una base de datos de N firmas en un momento del tiempo) en su versión logarítmica para una función de producción Cobb-Douglas se expresa de la siguiente forma:

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \sum_k \beta_k \ln x_{ki} + v_i - u_i \text{ siendo } i = 1, 2, \dots, N$$

Donde  $v_i$  es un componente aleatorio asumido iid y simétrico, distribuido independientemente de  $u_i$  que es el término no negativo correspondiente a la ineficiencia técnica. Con lo cual el término de error compuesto  $\varepsilon_i = v_i - u_i$  es asimétrico.

Mientras que  $u_i$  puede adoptar la distribución semi-normal o exponencial de acuerdo a Aigner et al. (1977), normal truncada según Stevenson (1980) o la especificación gamma de acuerdo a Green (1990), los resultados podrían ser sensibles al supuesto realizado respecto de la distribución. Sin embargo, no hay una justificación ex-ante para su elección, a pesar de que las últimas dos son consideradas formas más generales para la distribución de  $u_i$ .

Con respecto a la función de producción, la forma usualmente utilizada en las aplicaciones empíricas ha sido la Cobb-Douglas debido a su simplicidad, tanto de cálculo como de interpretación toda vez que se trabaja con la transformación logarítmica que resulta lineal en los parámetros. Aunque también tiene desventajas, como el hecho de que los retornos de escala sean los mismos para todos los productores y el supuesto implícito de que las elasticidades de sustitución sean iguales a uno (Coelli, 1995). Para superar estas restricciones una alternativa más flexible, introducida por Greene (1980) en la estimación de fronteras es la forma translogarítmica de la función de producción. Esta también tiene algunos inconvenientes como ser sensible a multicolinealidad, así como el incremento sustantivo del número de parámetros a estimar, lo que reduce los grados de libertad del problema.

---

<sup>6</sup> Si bien este modelo puede ser estimado por MCO corregidos en base a una estimación en dos pasos, el procedimiento MV resulta significativamente más eficiente, lo que muestra Coelli (1995) en base a experimentos Monte Carlo.

Ahora bien, cuando los  $N$  productores pueden ser observados en  $T$  períodos de tiempo conformándose un panel de datos el análisis de fronteras adquiere muchas ventajas adicionales a lo antes mencionado. En primer lugar, al aumentar el número de observaciones los grados de libertad para la estimación de los parámetros se incrementa notablemente y cuando la dimensión temporal del panel es suficientemente grande ( $T$  es grande) el modelo provee estimadores consistentes de la eficiencia individual. Además, los paneles evitan la necesidad de asumir una distribución específica del término de ineficiencia (cuando esta se asume invariante) así como la independencia respecto de los regresores. Por último, disponer de datos de panel permite el análisis conjunto de los cambios en la eficiencia técnica y del cambio tecnológico a través del tiempo.

### 4.3. Fronteras estocásticas: datos de panel

Los primeros modelos para datos de panel son estructuralmente similares al modelo planteado por Aigner et al. (1977) para datos cross section salvo por adherir el componente temporal al producto, los insumos y el término de error; considerando la ineficiencia constante en el tiempo y manteniendo su especificidad entre firmas se estima su magnitud a partir de efectos fijos o efectos aleatorios<sup>7</sup>.

Si bien estos modelos son relativamente más simples de estimar su principal debilidad es suponer que la ineficiencia es invariante en el tiempo. A medida que  $T$  aumenta se hace más difícil justificar que la ineficiencia se mantenga constante. En efecto, como afirma Coelli (1995) cuando se considera un período de tiempo largo sería probable que la experiencia incremente las capacidades gerenciales del productor reduciendo la ineficiencia a través del tiempo.

Entre los modelos más utilizados empíricamente en análisis de datos panel, se señala el modelo especificado por Battese y Coelli (1995)<sup>8</sup> que permite dar cuenta de la ineficiencia a partir de variables explicativas que evolucionan en el tiempo, lo cual queda expresado de la siguiente manera:

---

<sup>7</sup> Mientras que Schmidt and Sickles (1984) es citado en la literatura como el principal trabajo que incorpora los efectos fijos referidos. Pitt and Lee (1981), Kumbhakar (1987) o Battese y Coelli (1988) son los trabajos referentes en la especificación de la ineficiencia como un efecto aleatorio.

<sup>8</sup> Mejora el modelo Battese y Coelli (1992) donde la ineficiencia varía exponencialmente en el tiempo a partir de la siguiente especificación:  $u_{it} = \{\exp[-\eta(t - T)]\}u_i$  que resulta de la generalización del modelo Kumbhakar (1990) donde se permite que la ineficiencia varíe sistemáticamente en el tiempo según:  $u_{it} = [1 + \exp(bt + ct^2)]^{-1}u_i$

$$y_{it} = f(x_{it}\beta)\exp(v_{it} - u_{it})$$

Donde  $y_{it}$  denota la producción en las  $t$  observaciones ( $t=1,2,\dots,T$ ) para cada firma ( $i=1,2,\dots,N$ );  $x_{it}$  es un vector ( $1 \times k$ ) de insumos y otras variables explicativas de una función de producción conocida para las  $t$  observaciones de las  $i$  firmas y  $\beta$  el vector ( $k \times 1$ ) de parámetros desconocidos a ser estimados. Además,  $v_{it}$  es un error aleatorio asumido iid  $N(0, \sigma_v^2)$  e independientemente distribuido de  $u_{it}$ , variables aleatorias no negativas asociadas con la ineficiencia técnica independientemente distribuidas como una normal truncada (en cero) con media  $z_{it}\delta$  y varianza  $\sigma^2$ .

Por lo tanto, el término de ineficiencia resulta de la forma:  $u_{it} = z_{it}\delta + w_{it}$  lo que supone efectos aleatorios a nivel de las unidades productivas y posibilita identificar los componentes de la ineficiencia para cada individuo. Descomponiéndose en una parte determinística y otra aleatoria, donde  $z_{it}$  es un vector ( $1 \times m$ ) de variables explicativas de la ineficiencia técnica de cada firma a través del tiempo,  $\delta$  es un vector ( $m \times 1$ ) de coeficientes desconocidos a estimar y  $w_{it}$  es una variable aleatoria normal con media 0 y varianza  $\sigma_u^2$ , tal que  $w_{it} \geq -z_{it}\delta$ .

Bajo estos supuestos la función de densidad del error compuesto  $\epsilon_{it} = u_{it} + v_{it}$  resulta de la siguiente forma.

$$f(\epsilon_{it}) = \int_0^{\infty} f(u, \epsilon) du = \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{\epsilon_{it} + z_{it}\delta}{\sigma}\right) \Phi\left(\frac{z_{it}\delta}{\lambda\sigma} - \frac{\epsilon_{it}}{\sigma}\right) \left[\Phi\left(-\frac{z_{it}\delta}{\sigma_u}\right)\right]^{-1}$$

Siendo  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ ,  $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$  los parámetros formulados por Aigner et al. (1977) donde  $\lambda$  representa la contribución relativa del error estadístico y el término de ineficiencia en el error compuesto. De tal forma que un valor de  $\lambda$  cercano a 0 (significativamente cercano a 0) implicaría que toda desviación de la frontera sería explicada por el error aleatorio y por lo tanto el término de ineficiencia no tendría un efecto relevante. Esto significa que las variables que explican la ineficiencia deberían encontrarse dentro de la frontera en un modelo de error único (Coelli et al 2005).

Además  $\phi(\cdot)$  y  $\Phi(\cdot)$  son respectivamente la densidad y función de distribución normal estándar. Por lo tanto, la esperanza condicional del valor de la ineficiencia ( $u$ ) dado el error compuesto ( $\epsilon$ ) sigue la expresión:  $E[v_{it}/\epsilon_{it}] = \mu_{it}^* + \sigma^* \frac{\phi(\mu_{it}^*/\sigma^*)}{\Phi(\mu_{it}^*/\sigma^*)}$ ,

Entonces, si el producto  $y_{it}$  está expresado en logaritmos, la eficiencia técnica de cada firma en cada momento  $t$  es:  $TE_{it} = \frac{y_{it}}{y_i^*} = \exp(-u_i) = \exp(-z_{it}\delta + w_{it})$  y la ineficiencia será  $TI_{it} = 1 - TE_{it}$ .

Siendo  $y_i$  el producto observado y  $y_i^*$  el máximo producto que se puede obtener con la tecnología dada, se debe cumplir que  $y_i \leq y_i^*$  y por lo tanto  $0 \leq TE_i \leq 1$ .

En consecuencia, los productores podrán operar por arriba de la frontera óptima si ellos sufren shocks aleatorios positivos que superan en magnitud a los efectos de la ineficiencia.

De esta forma la función de verosimilitud resultante sigue la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} L(\beta, \delta, \sigma_u^2, \sigma_v^2, y) &= \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} \ln[f_{it}(\epsilon_{it})] \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} (y_{it} - x_{it}\beta + Z_{it}\delta)^2 / \sigma^2 \\ &= -\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} \left( \ln\Phi\left(\frac{Z_{it}\delta}{\sigma_u}\right) - \ln\Phi\left(\frac{\mu_{it}^*}{\sigma^*}\right) \right) \end{aligned}$$

El análisis sobre el supuesto de homoscedasticidad realizado por Kumbhakar and Lovell (2000) muestra que ignorar la heteroscedasticidad del término de error simétrico ( $v_i$ ) conduce a estimadores consistentes de los parámetros de la frontera, pero a estimaciones del término constante ( $\beta_0$ ) y de la eficiencia técnica sesgados. A su vez, desconocer la heteroscedasticidad en el término de ineficiencia ( $u_i$ ) causa sesgos en todas las estimaciones. A partir de entonces y sin razón para asumir a priori la homoscedasticidad de ambos componentes del error, se proponen generalizaciones de los modelos clásicos

que buscan solución empírica para esta cuestión, tal es el caso de los modelos propuestos por Kumbhakar (1990), Battese y Coelli (1995) o Wang (2002), entre otros.

Si bien el modelo antes descrito y propuesto por Battese y Coelli (1995) asume la homoscedasticidad de ambos componentes del error, esta no es una condición necesaria ya que la generalización del mismo permite especificar una forma de la heteroscedasticidad de los errores en base a las variables explicativas de la ineficiencia tal como se muestra en las siguientes expresiones:

$$u_{it} \sim N^+(\mu, \sigma_{it}^2) = N^+(\mu, \exp(\omega_{u0} + z_{u,it}'\omega_u))^9$$

$$v_{it} \sim N^+(0, \sigma_{v,it}^2) = N^+(0, \exp(\omega_{v0} + z_{v,it}'\omega_v))$$

Siendo  $\omega_{u0}$  una constante,  $z_{u,it}$  el vector de variables exógenas asociadas con la función de ineficiencia y  $\omega_u$  el correspondiente vector de coeficientes. Paralelamente  $\omega_{v0}$  es el término constante,  $z_{v,it}$  las variables exógenas (que pueden ser variables en el tiempo) asociadas con la variabilidad del término de error ( $v$ ) y  $\omega_v$  el respectivo vector de coeficientes.

Como muestran Hadri et al. (2003) la función de densidad antes descrita y sus derivaciones siguen siendo válidas con la única salvedad que ahora  $\sigma_{uit} = \exp(\omega_{u0} + z_{u,it}'\omega_u)$  y  $\sigma_{vit} = \exp(\omega_{v0} + z_{v,it}'\omega_v)$ .

Si bien es deseable salvar este inconveniente, la estimación de estos modelos puede resultar restrictiva cuando las dimensiones del panel son pequeñas debido al importante incremento del número de parámetros a estimar. Con lo cual, el supuesto de homoscedasticidad termina siendo un supuesto simplificador en los casos empíricos en que el volumen de datos es pequeño (Belotti et al. 2012).

Por último, siguiendo a Henningsen (2014) y dado que se trabaja con datos de panel, el modelo permite asumir razonablemente, que si las observaciones se originan en diferentes períodos de tiempo, las tecnologías disponibles pueden ser diferentes debido al cambio tecnológico. Bajo el supuesto de un cambio tecnológico constante y neutral, (la versión más simple) incorpora una tendencia lineal ( $\beta_t$ ) que explica los cambios de

---

<sup>9</sup> Una opción más generalizada es la que plantea Wang (2002) donde tanto la media como la varianza son funciones de  $z$  y variables en el tiempo  $u_{it} \sim N^+(\mu_{it}, \sigma_{it}^2) = N^+(\delta_0 + z_{it}'\delta, \exp(\omega_{u0} + z_{u,it}'\omega_u))$

eficiencia debido a la incorporación tecnológica, midiendo el efecto de su acumulación. Sin embargo, el progreso técnico no se agota en su adopción, como señalan Giannakas et al. (2001), el proceso de aprendizaje y la adaptación de nuevas prácticas supone un progreso endógeno que también impacta en la eficiencia pero con diferencias entre los individuos, esto explica la existencia de un cambio técnico sesgado que no es razonable negar cuando el período considerado es suficientemente largo.

Sabiendo que el coeficiente de la tendencia temporal puede ser interpretado como el ratio del cambio tecnológico por unidad de tiempo  $t$ :

$$\beta_t = \frac{\partial \ln y}{\partial t} = \frac{\partial \ln y}{\partial y} \frac{\partial y}{\partial t} = \frac{\frac{\partial y}{y}}{\partial t}$$

Si suponemos que el progreso técnico no es constante y que puede presentar sesgos nos deberíamos incluir además de una tendencia temporal cuadrática e interacciones entre la variable tiempo y el resto de los regresores, además de la tendencia simple que expresa el cambio tecnológico neutral a la Hicks.

$$\ln y = \alpha_0 + \sum_i \beta_i \ln x_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln x_i \ln x_j + \gamma_t t + \sum_i \gamma_{ti} t \ln x_i + \frac{1}{2} \gamma_{tt} t^2$$

El ratio de cambio tecnológico ahora, no solo depende del tiempo sino también de los insumos:

$$\frac{\partial \ln y}{\partial t} = \gamma_t + \gamma_{tt} t + \sum_i \gamma_{ti} \ln x_i$$

Permitiendo evaluar el impacto del cambio tecnológico en sus dos formas, neutral (los dos primeros términos) y sesgado (el último).

Donde las elasticidades del producto también podrían cambiar en el tiempo:

$$\epsilon_i = \frac{\partial \ln y}{\partial \ln x_i} = \beta_i + \gamma_{ti} t + \sum_j \beta_{ij} \ln x_j$$

Obsérvese, que la elección pertinente de las variables que determinaran la frontera de producción (tanto las variables Xs como las Zs) responde a una consideración empírica, y será discutido en el apartado correspondiente.

## 5. Base de datos y modelo empírico

La información utilizada proviene del relevamiento realizado por la empresa SAMAN a un grupo de 80 de sus productores remitentes durante las 10 zafra comprendidas entre los años 2000 y 2009.

La información fue brindada voluntariamente por los productores, quienes detallaron el manejo técnico realizado en la producción en términos físicos. No hubo una selección estadística de la muestra y desafortunadamente no se conocen las características socio económicas de los productores, lo cual consideramos es una de las debilidades la base.

Sin embargo, como muestran la Tabla 1 y Tabla 2 el perfil de los productores de la muestra en media para la zafra 2009/2010 condice con el promedio a nivel nacional en base a los datos oficiales publicados por DIEA.

**Tabla 1: Volumen de Producción y Rendimiento por tamaño de superficie a nivel nacional y para la base de datos en la zafra 2009/2010**

<b>Total Nacional<sup>1</sup></b>	<b>Productores</b>		<b>Producción</b>		<b>Rendimiento</b>
	<b>Número</b>	<b>Porcentaje</b>	<b>Toneladas</b>	<b>Porcentaje</b>	<b>Kg/ha</b>
<b>Superficie (ha)</b>					
Hasta 200	280	54%	215.624	18.8%	6.863
200 a 500	167	32%	385.662	33.6%	6.988
500 a 1000	55	11%	264.524	23.0%	7.123
Más de 1000	21	4%	283.028	24.6%	7.407
<b>Total</b>	<b>523</b>	<b>100</b>	<b>1.148.738</b>	<b>100</b>	<b>7.094</b>
<b>Base de Datos</b>	<b>Productores</b>		<b>Producción</b>		<b>Rendimiento</b>
	<b>Número</b>	<b>Porcentaje</b>	<b>Toneladas</b>	<b>Porcentaje</b>	<b>(Kg/ha)</b>
<b>Superficie (ha)</b>					
Hasta 200	26	33%	21.545	9%	6.829
200 a 500	32	40%	81.748	35%	7.118
500 a 1000	15	19%	70.063	30%	7.211
Más de 1000	7	9%	62.314	26%	6.819
<b>Total</b>	<b>80</b>	<b>100%</b>	<b>235.670</b>	<b>100%</b>	<b>7.063</b>

<sup>1</sup> Extraído de la encuesta arrocerá 2009/2010 DIEA-MGAP

**Tabla 2: Volumen de Producción y Rendimiento por ubicación geográfica de los productores a nivel nacional y para la base de datos en la zafra 2009/2010**

Total Nacional <sup>1</sup>	Productores		Producción		Rendimiento
	Número	Porcentaje	Toneladas	Porcentaje	Kg/ha
Norte, Noroeste	110	21%	251.110	22%	7.344
Centro	61	12%	86.593	8%	6.573
Este	352	67%	811.035	71%	7.079
Total	523	100	1.148.738	100	7.094
Base de Datos	Productores		Producción		Rendimiento
	Número	Porcentaje	Toneladas	Porcentaje	(Kg/ha)
Norte, Noroeste	16	20%	59.773	25%	7.302
Centro	7	9%	5.403	3%	6.990
Este	57	71%	170.530	72%	6.951
Total	80	100%	235.670	100%	7.063

<sup>1</sup> Extraído de la encuesta arrocera 2009/2010 DIEA-MGAP

Al respecto de las variables contenidas en el panel de datos, la Tabla 3 muestra el resumen estadístico de las variables que han sido empleadas en la estimación de la frontera de producción estocástica para cada año.

**Tabla 3: Resumen estadístico de las variables que componen la frontera.**

Zafras	00/01	01/02	02/03	03/04	04/05	05/06	06/07	07/08	08/09	09/10
<b>Obs (n)</b>	78	78	80	80	80	79	80	79	78	80
<b>Producción (miles de toneladas)</b>										
Media	2,9	2,5	2,4	3,5	3,4	3,5	3,7	4,0	3,5	2,9
Var.	2,9	2,1	2,1	2,96	2,8	3,2	2,9	3,4	2,8	2,4
Mín.	0,41	0,33	0,36	0,45	0,55	0,43	0,40	0,40	0,32	0,09
Máx.	20	12	11	16	15	19	16	15	14	10
<b>Fertilizantes compuestos NPK (toneladas)</b>										
Media	62	57	52	46	82	65	67	68	95	34
Var.	69	54	42	39	66	60	70	69	125	32
Mín.	6.1	2,8	6,3	3,75	9	6,3	2,2	7,5	5,1	1,3
Máx.	405	305	220	209	413	340	388	316	792	176
<b>Urea (toneladas)</b>										
Media	32	28	28	36	41	35	37	39	43	40
Var.	33	27	27	30	35	29	31	37	49	37
Mín.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Máx.	166	150	137	158	157	139	166	195	319	172
<b>Maquinaria (HP)</b>										
Media	627	628	624	655	660	667	679	663	709	737
Var.	407	409	399	402	383	386	427	425	490	481
Mín.	0	0	0	0	69	69	69	69	69	0
Máx.	2000	2300	2300	2300	2300	2300	2835	2835	2835	2835
<b>Superficie sembrada en retorno de primer año (Ha)</b>										

Media	168	129	180	142	175	176	202	180	155	147
Var.	267	206	204	251	243	198	230	207	229	221
Mín.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Máx.	1670	1264	898	1580	1146	924	1003	1120	1206	1405
<b>Herbicidas (miles de litros)</b>										
Media	4,3	5,7	3,6	4,8	5,1	6,3	6,3	6,4	6,5	6,5
Var.	6	6.1	4,1	4,7	5,1	6,5	6,4	8,1	6,6	6,5
Mín.	0	0	0	0	0	0	0,6	0	0	0
Máx.	41	37	24	25	25	39	35	37	31	38

Las variables descriptas corresponden al uso de insumos variables y la tenencia de maquinaria (específicamente la cantidad de tractores con que cuenta el productor en cada año), sin embargo no se cuenta con información respecto de otros equipos e instalaciones y tampoco del uso de mano de obra, lo cual constituye una limitante para nuestro análisis que impide la construcción de la frontera desde una concepción estrictamente neoclásica de la función de producción donde el producto depende de los tres factores de producción: tierra, trabajo y capital. Sin embargo, dada la alta mecanización que define la organización empresarial arrocera en Uruguay, no es difícil concordar que la mano de obra se comporte como un factor fijo en el corto plazo y que dicho supuesto no sea restrictivo a los efectos de analizar la eficiencia técnica (García, 2014).

En lo que refiere a la estimación de la frontera, Battese y Broca (1997) señalan que existen diferencias en los resultados derivadas de la forma funcional que se asume para la frontera y/o de la especificación que se adopta para el modelo de ineficiencia técnica. Esto puede conducir a conclusiones inadecuadas o incluso erróneas cuando el modelo no se ajusta adecuadamente a los datos considerados. Por lo tanto, no se trata de una decisión empírica arbitraria, sino que debe ser debidamente contrastada.

Dado que trabajamos con modelos de error compuesto, el test adecuado para contrastarlos es el de razón de verosimilitud generalizado<sup>10</sup>. De esa forma se pone a prueba el ajuste de la frontera cuando la función de producción adopta la forma más general (translogáritmica) frente al modelo restringido de una forma funcional del tipo Cobb-Douglas.

<sup>10</sup> La razón de verosimilitud sigue la fórmula  $LR = -2[\log(H_0) - \log(H_1)]$  donde  $\log(H_0)$  es el logaritmo de la función de verosimilitud para el modelo restringido (cuando la hipótesis nula es cierta) y  $\log(H_1)$  es el logaritmo de la función de verosimilitud para el modelo no restringido (bajo la hipótesis alternativa). El estadístico sigue una distribución  $\chi^2$  cuyos grados de libertad son iguales al número de parámetros que se igualan a cero en la hipótesis nula.

De la misma forma, se contrasta el modelo de frontera estocástica respecto de la estimación del modelo (de error único) por mínimos cuadrados ordinarios<sup>11</sup>. La pregunta es cuestión es si adicionar el término de ineficiencia mejora el ajuste del modelo o, por el contrario, es preferible la función de respuesta tradicional donde las variables que afectan la ineficiencia están incluidas en la frontera de producción. Rechazar la hipótesis nula nos deja en el campo de las fronteras estocásticas, asumiendo la separabilidad de la ineficiencia y la adecuación del error compuesto.

Los modelos de frontera estocástica con error compuesto que estimamos en el presente trabajo pueden expresarse de la siguiente forma, en su versión Cobb-Douglas y translogáritmica respectivamente.

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^5 \beta_k x_{kit} + \beta_6 DCn_{it} + v_{it} - u_{it}$$

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^5 \beta_k x_{kit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 \sum_{j=1}^5 \beta_{kj} \ln x_{kit} \ln x_{jit} + \beta_{21} DCn_{it} + v_{it} - u_{it}$$

Donde  $y_{it}$  es la variable dependiente del modelo y representa la producción total de arroz de cada productor  $i$  (desde 1 hasta 80) en cada año  $t$  (desde 1 hasta 10). Las variables explicativas que componen el modelo ( $x_k$ ) representan un vector de insumos variables que incluye el total de fertilizante compuesto ( $x_1$ ) y de urea ( $x_2$ ) medidos en kilogramos y el volumen de herbicidas aplicado ( $x_3$ ) medido en litros. Se incluyen también variables relativamente fijas como el stock de maquinaria ( $x_4$ ) medido en caballos de fuerza; la superficie sembrada en el primer año de rotación<sup>12</sup> ( $x_5$ ) como aproximación a la calidad del suelo (medida en hectáreas) y una variable dummy (DCn) que vale uno cuando más del 50% del área sembrada se realiza sobre campo natural

---

<sup>11</sup> Cómo se muestra en Coelli, 1995, bajo la hipótesis nula de que el modelo no admite término de ineficiencia (no hay error compuesto) el parámetro  $\gamma = \sigma_u^2/\sigma^2$  es cero y el estadístico sigue una distribución asintótica  $\chi^2$ .

<sup>12</sup> En función de la historia de chacra de los productores, es posible identificar la superficie sembrada sobre campo natural o en tierras provenientes de la rotación del cultivo; en ciclos de 4 a 6 años, se plantan dos años de arroz consecutivos o con un descanso intermedio, implantándose pradera durante el descanso largo.

(vale 0 en caso contrario). Siendo los  $\beta_k$  los parámetros desconocidos a estimar y  $v_{it}$  y  $u_{it}$  los términos de error<sup>13</sup> y de ineficiencia respectivamente.

De forma simultánea se estima el término de ineficiencia especificando sus determinantes a partir de la siguiente expresión:

$$u_{it} = \delta_0 + \sum_{s=1}^6 \delta_s z_{sit} + t + \omega_{it}$$

Donde  $u_{it}$  representa el índice de ineficiencia técnica para cada productor  $i$  en cada momento del tiempo  $t$  en los modelos antes presentados y obedece a una distribución normal-truncada;  $\omega_{it}$  es el término de error del modelo normalmente distribuido y  $\delta_s$  es el vector de parámetros a estimar. Además, el vector de variables explicativas ( $z_{it}$ ) está compuesto por variables que explican el manejo técnico realizado por el productor. Las variables incluidas se caracterizan por encontrarse en relativo control por parte del productor y tratan de explicar su capacidad de gerenciamiento en orden de mejorar sus resultados. Las seis variables explicativas dan cuenta del uso de fungicidas e insecticidas, las fechas de riego y de siembra, el uso de tierras en régimen de arrendamiento y la propiedad de los medios de riego.

La aplicación de insecticidas y fungicidas se introducen como variables dummies que toman valor 1 si el producto fue aplicado y cero en caso contrario. Por otra parte, las fechas de siembra<sup>14</sup> y de riego<sup>15</sup> (dos factores claves en la obtención de mayores rendimientos en tanto permiten aprovechar de forma óptima las bondades del clima o reducir los riesgos de sus inclemencias) se miden en días calculados en base al calendario Gregoriano. A su vez, se construye otra variable dummy que vale 1 si el productor es dueño de más del 50% de la superficie sembrada y 0 en caso contrario, lo que busca capturar la pérdida de flexibilidad respecto del área sembrada debido al arrendamiento de tierras que en cierta forma obliga al productor a producir en condiciones adversas. De forma similar para la propiedad o arrendamiento de la

---

<sup>13</sup> Como ya fue explicado en la sección metodológica, el término de error  $v_{it}$  sigue una distribución normal con medio cero y varianza constante.

<sup>14</sup> Se considera la fecha en que se siembra el 90, el 80 y el 75% de la producción.

<sup>15</sup> El riego es por inundación y consideramos la fecha en que el 90% de la superficie ha sido inundada.

infraestructura del riego<sup>16</sup> se define una variable que toma valor 1 si al menos el 70% del área se riega con recursos propios y toma valor cero en caso contrario.

El modelo de ineficiencia incluye además una tendencia temporal que toma valores de 1 a 10 en relación a las zafas consideradas y busca recoger los efectos directos del tiempo en la eficiencia debido a factores no incorporados en el modelo como pueden ser la adopción de nuevas variedades y la experiencia o conocimiento acumulado, entre otras (O'Neill y Matthews 2006).

Dado el mejor ajuste del modelo bajo la forma funcional translogarítmica en comparación con la especificación Cobb-Douglas (que se rechaza con un 1% de significación), presentaremos los resultados y concluiremos en base al modelo translogarítmico.

Para evaluar el cambio tecnológico y sus efectos sobre la frontera proponemos dos estimaciones alternativas al modelo antes descrito. La primera consiste en la adición de una tendencia temporal ( $t$ ) que representa cada zafa y toma valor 1 a 10. En una segunda instancia incorporamos la tendencia al cuadrado ( $t^2$ ) y sus intersecciones con las variables de la frontera ( $t^*x_1, t^*x_2, t^*x_3, t^*x_4$  y  $t^*x_5$ ).

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^5 \beta_k x_{kit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 \sum_{j=1}^5 \beta_{kj} \ln x_{kit} \ln x_{jit} + \beta_{21} DCn_{it} + \beta_t t + v_{it} - u_{it}$$

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^5 \beta_k x_{kit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 \sum_{j=1}^5 \beta_{kj} \ln x_{k \square t} \ln x_{jit} + \beta_{21} DCn_{it} \\ + \beta_t t + \sum_{k=1}^5 \beta_{tk} x_{kit} t + \beta_{tt} t^2 + v_{it} - u_{it} \end{aligned}$$

En una última etapa, consideramos la corrección de la heteroscedasticidad. Aunque se señala como una debilidad, el supuesto de homoscedasticidad sobre los términos del error compuesto, ha sido poco analizado en la literatura empírica sobre el enfoque de fronteras estocásticas. La principal razón esgrimida es la complejidad del modelo

---

<sup>16</sup> El arroz se cultiva enteramente bajo riego, a partir de represas o a partir de ríos y lagunas. Mientras que el riego por represa utiliza mayoritariamente la energía del desnivel, en el riego a partir de lagunas y ríos suelen utilizarse levantes eléctricos o a gasoil.

cuando se levanta dicho supuesto; sin embargo, omitir el análisis puede llevar a conclusiones erróneas.

Bajo la presunción de que la superficie sembrada y la localización geográfica del productor pueden alterar la varianza del error estadístico y del término de ineficiencia respectivamente, es posible que nuestro modelo viole el supuesto de homoscedasticidad. Para ponerlo a prueba<sup>17</sup> se utilizó el test de razón de verosimilitud, contrastando el modelo restringido donde la varianza de ambos errores es constante respecto de tres alternativas: la primera supone que la varianza del término de ineficiencia no es constante y depende de la localización del productor (definido a partir de una variable dummy que toma valor 1 cuando el productor se ubica en la zona este del país). La segunda alternativa supone que la varianza del error  $v$  no es constante y su variación está determinada por la superficie sembrada. Por último, se especifica el modelo con varianzas no constantes en ambos términos del error (dependientes de las variables antes descritas).

Expresando la varianza del término de ineficiencia y del error estadístico de la siguiente forma:  $\sigma_{uit} = \exp(\omega_{u0} + \omega_u z_{u,it})$  y  $\sigma_{vit} = \exp(\omega_{v0} + \omega_v z_{v,it})$ .

Donde  $z_{v,it}$  es el área sembrada y  $z_{u,it}$  es la variable de localización.

Habiendo estimado los tres modelos alternativos, el contraste respecto del modelo restringido (homoscedástico) no permitió rechazar la hipótesis nula de homoscedasticidad al 1% de significación. Aunque el modelo doblemente heteroscedástico resultó preferible al 5% de significación, los resultados que se recogen de su estimación motivaron su rechazo, ya que algunas de las elasticidades reportadas por el modelo eran negativas afectando los supuestos teóricos de una frontera de producción.

Reportaremos y discutiremos en la siguiente sección los resultados de las distintas estimaciones y contrastes realizados a efectos de analizar la medida y evolución de la eficiencia técnica, así como sus determinantes, poniendo a prueba la existencia de un cambio tecnológico.

---

<sup>17</sup> Dado que estamos trabajando con modelos de error compuesto los contrastes numéricos como los de White o Breusch-Pagan son inadecuados y por tanto sus resultados son inválidas.

## 6. Análisis de resultados

Nos abocaremos a la interpretación de los resultados obtenidos en la estimación del modelo de frontera de producción estocástica que se basó en especificación propuesta por Battese y Coelli (1995), que supone el término de ineficiencia como una variable aleatoria con distribución normal truncada, cuya media depende de variables específicas, mientras que la varianza se mantiene constante. Además, la forma translogarítmica de la frontera de producción es la que asumiremos para reportar los parámetros y coeficientes estimados así como los resultados que se analizarán en los siguientes párrafos.

La adopción de una frontera de producción translogarítmica se justificó en el contraste de razón de verosimilitud que permitió descartar la especificación Cobb Douglas del modelo. La hipótesis nula que establece que todos los coeficientes de la función translogarítmica son conjuntamente cero, fue rechazada al 1% de significación. Además, los criterios de información de Akaike y bayesiano fueron fuertemente concluyentes en el mismo sentido, 598 contra 152 y 673 contra 293 respectivamente. Este resultado condice con la mayoría de los estudios de fronteras estocásticas para datos de panel que fueron analizados por Watkins et al. (2014) y Bravo-Ureta et al. (2007) entre otros, los cuales se basan en fronteras translogarítmicas.

Tres versiones de nuestro modelo son reportados en la Tabla 4: el primero (modelo 1) corresponde a la especificación reducida de la frontera descrita anteriormente, el modelo 2 incorpora una tendencia temporal que corresponde a las 10 zafas considerada, mientras que el modelo 3 adiciona además una tendencia cuadrática y las intersecciones de la tendencia con cada una de las variables de la frontera.

**Tabla 4: Coeficientes: Modelos**

<b>Variables</b>	<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>	<b>Modelo 3</b>
Constante	3.247***	3.127***	3.089***
NPK	1.147***	1.224***	1.149***
Urea	-0.046	-0.036	-0.057
Maquinaria	0.239	0.155	0.276
Herbidas	-0.035	0.170**	0.198**
Superficie	0.179	-0.039	-0.035
NPK*Urea	-0.002	-0.003	-0.006
NPK*Maquinaria	-0.028	-0.019	-0.037
NPK*Herbidas	-0.055***	-0.053***	-0.058***
NPK*Superficie	0.009	0.011 (.)	0.009

Urea*Maquinaria	-0.017	-0.017	-0.011
Urea*Herbicida	0.001	0.002	0.003
Urea*Superficie	-0.006**	-0.005**	-0.006**
Maquinaria*Herbicida	0.014	0.013	0.014
Maquinaria*Superficie	-0.014*	-0.015**	-0.013*
Herbicida*Superficie	-0.001	-0.0002	-0.001
NPK^2	-0.023	-0.035	-0.015
Urea^2	0.036***	0.036***	0.037***
Maquinaria^2	0.044***	0.044***	0.047***
Herbicidas^2	0.073***	0.074***	0.073***
Superficie^2	0.038***	0.035***	0.038***
Zafras		-0.010	-0.006
Zafras^2			-0.007*
Zafras*NPK			0.005
Zafras*Urea			-0.0004
Zafras*Maquinaria			-0.001
Zafras*Herbicidas			0.0001
Zafras *Superficie			0.0002
D. Campo Natural <sup>18</sup>	0.278***	0.280***	0.290**
Modelo de Ineficiencia			
Constante	-6.302***	-4.540***	-6.390***
Fecha de siembra	0.001	0.014***	0.011**
Fecha de riego	0.019***	0.008*	0.009**
D. Fungicidas	-0.312**	-0.158*	-0.238**
D. Insecticidas	-0.716*	-0.852	-0.553
D. Propiedad del agua	-0.136(.)	-0.125*	-0.161 (.)
D. Propiedad de la tierra	0.022	0.038	0.056
Zafras	-0.001	-0.047**	-0.039**
$\lambda$ <sup>19</sup>	0.698	0.525	0.544
Log-verosimilitud	-46.23	-38.59	-30.52
<b>ET media</b>	<b>0.890</b>	<b>0.892</b>	<b>0.921</b>

(.) \*, \*\*, \*\*\*, Significación de los coeficientes estimados al 10%, 5%, 1%, 0.1% respectivamente

Los coeficientes de la frontera en los tres modelos estimados muestran pocas variaciones en su valor y significación; siendo no significativos en su mayoría e incluso tomando valores negativos. Sin embargo, su análisis no resulta relevante por si solo, por tratarse de una función translogáritmica, solo podremos conocer el verdadero efecto de las variables que conforman la frontera (su signo y significación) a través de las elasticidades que son calculadas a partir de dichos coeficientes y serán analizadas más adelante.

<sup>18</sup> Corresponde a una variable dummy que toma valor 1 si el propietario sembró al menos el 70% de la superficie en campo natural.

<sup>19</sup> La significación de este parámetro de acuerdo a la salida del programa estadístico STATA es inapropiada, ya que el mismo utiliza el estadístico t que es inapropiado cuando el error es compuesto como en este caso. Esto solo aplica a este parámetro que depende de las varianzas de los términos del error, no así para los coeficientes de la frontera.

En lo que respecta a la variable dummy incluida en la frontera, el efecto encontrado fue del mismo signo y similar magnitud en la estimación de los tres modelos; sembrar al menos un 70 por ciento de la superficie en campo natural tiene un efecto positivo (incrementa el volumen producido) en comparación con los productores que no lo hacen con un valor que se aproxima a 0.30 unidades. Además, el valor de la eficiencia media estimada se encuentra en el orden del 89% para los modelos 1 y 2, siendo levemente superior en el caso del modelo 3 (0.91).

En lo que refiere a la tendencia temporal (t) su estimación resultó no significativa en ambos modelos (2 y 3). Por lo tanto, no contamos con evidencia concluyente respecto de la magnitud y efecto de un posible cambio tecnológico para la muestra analizada. Una interpretación posible, es que estos productores se encuentren en una fase de transición o adecuación de las innovaciones incorporadas en períodos anteriores, más que de un cambio tecnológico propiamente dicho. Si se asume dicho resultado, el efecto medio de los factores productivos como la mano de obra, las horas de trabajo mecánico, tipo de equipamiento y laboreo empleado, no habrían tenido un efecto significativo en el período de análisis.

**Tabla 5: Elasticidad media**

<b>Variable</b>	<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>	<b>Modelo 3</b>
NPK	0.314***	0.324***	0.316***
Urea	0.174***	0.170***	0.151(.)
Maquinaria	0.112***	0.114***	0.078
Superficie	0.122***	0.121***	0.122***
Herbicidas	0.255***	0.257***	0.257***
<b>Zafras</b>			<b>0.002</b>

(.) \*, \*\*, \*\*\*, Significación de los coeficientes estimados al 10%, 5%, 1%, 0.1% respectivamente

El valor de la elasticidad media de los insumos que se muestra en la tabla 5 muestra un efecto positivo y significativo de los mismos sobre la frontera (en su mayoría). La cantidad de fertilizantes compuestos y urea aplicados, la superficie de tierra sembrada en primera rotación así como el volumen de herbicidas resultaron significativas y de signo positivo en los tres modelos. Mientras que la dotación de capital fue no significativa en el modelo 3 y resultó el insumo de menor importancia relativa en los otros dos modelos..

El contraste de nuestros modelos se basa en el test de razón de verosimilitud el cuál rechazó el modelo 1 (restringido) al 1% de significación frente a los otros dos (modelos 2 y 3). Sin embargo, no fue posible rechazar al modelo 2 (restringido), salvo al 5% de significación. En consecuencia a lo anterior y atendiendo al principio de parsimonia (a la sencillez relativa del modelo 2) consideramos su estimación la de mejor ajuste.

El nivel de eficiencia estimado indica que en promedio, los productores considerados en la muestra alcanzan un 89,2% de sus capacidades o habilidades técnicas en el proceso productivo. Sin embargo, como mostramos en la Tabla 6, la eficiencia máxima es muy cercana a uno, lo que demuestra que existen productores que operan prácticamente en el óptimo de sus capacidades dada la tecnología disponible. Por otra parte, siendo la mediana mayor al valor promedio, podemos observar que la mayoría de los productores se encuentran por encima del promedio de eficiencia en al menos cuatro puntos porcentuales. Por último, si bien se computa una eficiencia mínima muy baja, con productores operando a menos del 50% de su capacidad productiva, el 75% de la muestra alcanza niveles de eficiencia superiores al 85%.

**Tabla 6: Eficiencia Técnica Media Estimada: Estadística Descriptiva**

Mínimo	Q <sub>1</sub>	Mediana	Media	Q <sub>3</sub>	Máximo
0.4790	0.8562	0.9338	0.8916	0.9629	0.9890

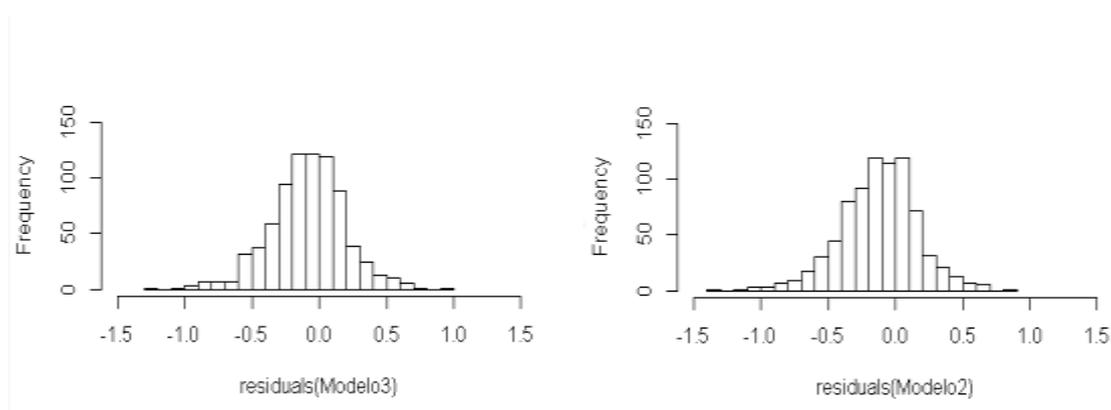
Para analizar el modelo de ineficiencia nos remitimos a los resultados reportados en la Tabla 4. Las estimaciones de los coeficientes resultaron muy cercanas en los tres casos y sus signos coincidentes. De las siete variables consideradas, solo la propiedad de la tierra bajo siembra y la aplicación de insecticidas resultaron no significativas como determinantes de la ineficiencia. Así mismo, la aplicación de fungicidas, la propiedad de los recursos para el riego (al menos en el 70% del área sembrada) y la tendencia temporal (que explica la experiencia acumulada por el productor entre otros factores no incorporados en el modelo y que hacen variar la ineficiencia en el tiempo, como puede ser el uso de nuevas variedades) resultaron significativas y con efecto reductor de la ineficiencia. Mientras que, la fecha de siembra y de riego, aumentan significativamente la ineficiencia por cada día en que las mismas se retrasan.

En consecuencia, de acuerdo al modelo 2 vemos que cada día que se retrasa la fecha de siembra o de riego aumenta la ineficiencia en un 1.4% y 0.8% respectivamente. A su vez, cada año adicional que el productor dedica a la actividad, reduce su ineficiencia en un 4.7%; en tanto los productores que aplican fungicidas son en promedio un 15.8% menos ineficientes que aquellos que no lo aplicaron y quienes poseen la propiedad de los recursos de riego para sembrar al menos el 70% de sus tierras son 12.5% menos ineficientes que quienes deben alquilarlo.

Estos resultados conciben con nuestras hipótesis y también con la evidencia recogida en los trabajos de Deambrosi (2014) o García et al. (2011) según los cuales, la fecha de siembra y riego, entre otras variables del manejo técnico del cultivo explican en gran medida los incrementos en la eficiencia arrocerá del país.

Con respecto a los residuos, el gráfico 3 que se presenta a continuación, muestra que el error está negativamente sesgado hacia la izquierda, lo que supone la presencia de ineficiencia técnica como causante de los desvíos de la frontera estocástica. Siendo  $v_{it}$  un término simétrico y  $u_{it} > 0$  entonces,  $\epsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$  debe mostrar un sesgo a la izquierda, lo que justifica la existencia de un error compuesto y por la separabilidad del término de ineficiencia.

**GRÁFICO 3: Histograma de los residuos**



Este resultado aunado al contraste de razón de verosimilitud permite contrastar nuestra especificación de frontera estocástica respecto del modelo ordinario estimado por mínimos cuadrados (donde la hipótesis nula asume que todos los parámetros del modelo de ineficiencia son cero conjuntamente:  $\delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7$ ) rechazado al 1% de significación; justifica la importancia de la ineficiencia como parte

del error compuesto y su modelización en términos de las variables explicativas ( $z_i$ ) que de otra forma se hubiesen introducido en la frontera de producción.

Además, el valor de  $\lambda$  reportado en la Tabla 4 sugiere también la pertinencia de incluir el término de ineficiencia como parte del error compuesto debido a la importancia del mismo como forma de explicar las desviaciones de la frontera. Teniendo en cuenta que un valor de  $\lambda \rightarrow 0$  puede darse si la varianza del término de ineficiencia es nula o la varianza del error estadístico tiende a infinito, rechazar la hipótesis de  $\lambda = 0$  es concluyente respecto de la importancia del término de ineficiencia para explicar la variabilidad del total del modelo.

Analizaremos ahora la evolución de la eficiencia técnica en el tiempo a partir de la descripción estadística de su valor medio, mínimo y máximo que se muestra en la Tabla 7. En efecto, la mayor variabilidad que presenta la eficiencia computada por año, podría ser un signo de la vulnerabilidad de los productores a shocks adversos fuera de su control como son las condiciones climáticas desfavorables<sup>20</sup>; el peor resultado anual de un productor promedialmente eficiente en el período estaría explicando la relativamente alta eficiencia media calculada por productor.

**Tabla 7: Descripción estadística de la eficiencia técnica por zafra**

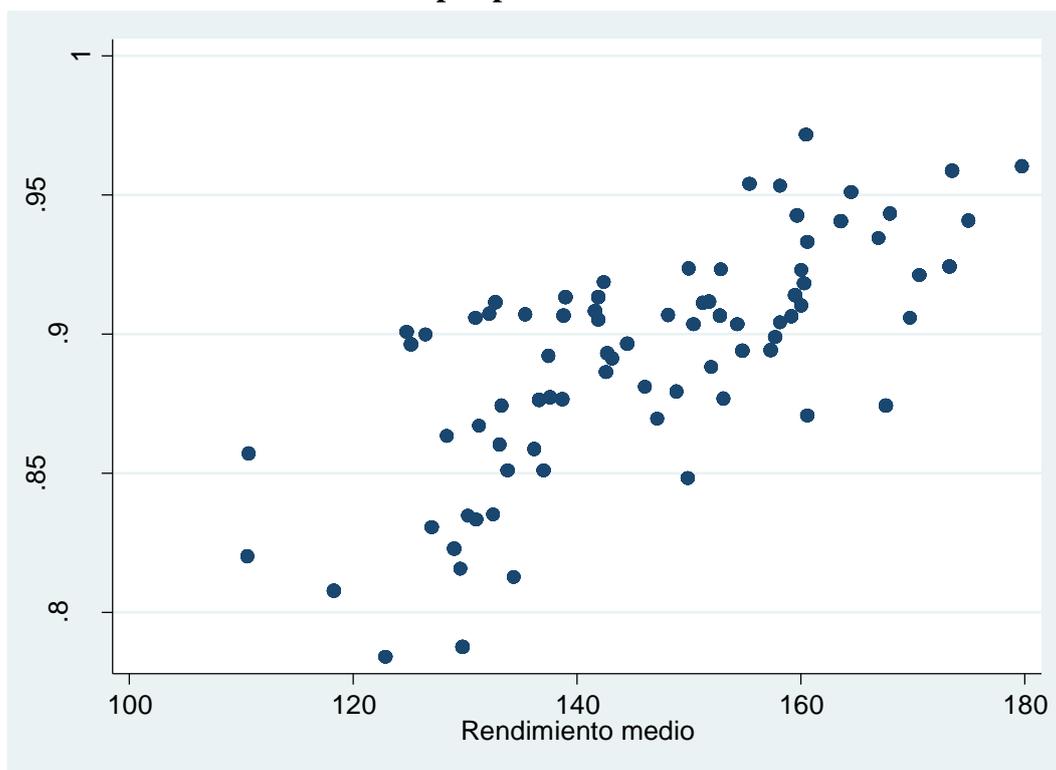
Zafras	Media	Mínimo	Máximo
00-01	0,885	0,667	0,979
01-02	0,722	0,479	0,978
02-03	0,785	0,559	0,981
03-04	0,916	0,698	0,981
04-05	0,899	0,644	0,989
05-06	0,924	0,788	0,985
06-07	0,962	0,865	0,989
07-08	0,934	0,729	0,986
08-09	0,963	0,908	0,989
09-10	0,923	0,577	0,989
<b>ET media por productor</b>	<b>0.892</b>	<b>0.479</b>	<b>0.989</b>

A su vez, a nivel de unidades productivas se verifica una alta correlación entre la eficiencia técnica media por productor y los rendimientos medios obtenidos, lo que puede verse en la gráfica 4. Los productores que en promedio fueron más eficientes en

<sup>20</sup> Como se señala en DIEA-MGAP (2010) las zafras 2001-2002 y 2003-2003 registraron los rendimientos más bajos de la década a nivel nacional.

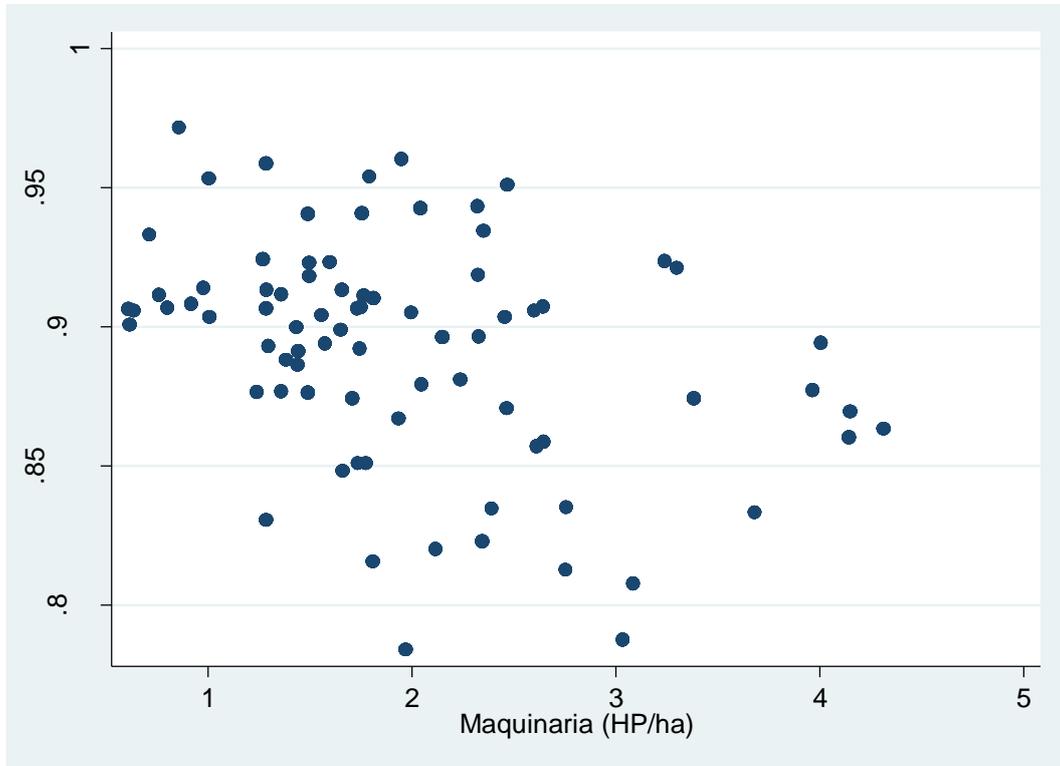
el período también alcanzaron altos niveles de rendimiento medio. Esta conclusión es esperable si tenemos en cuenta que la eficiencia técnica tiene un efecto directo sobre la cantidad producida y sobre el rendimiento.

**GRÁFICO 4: Correlación entre la eficiencia técnica media y el rendimiento medio por productor.**



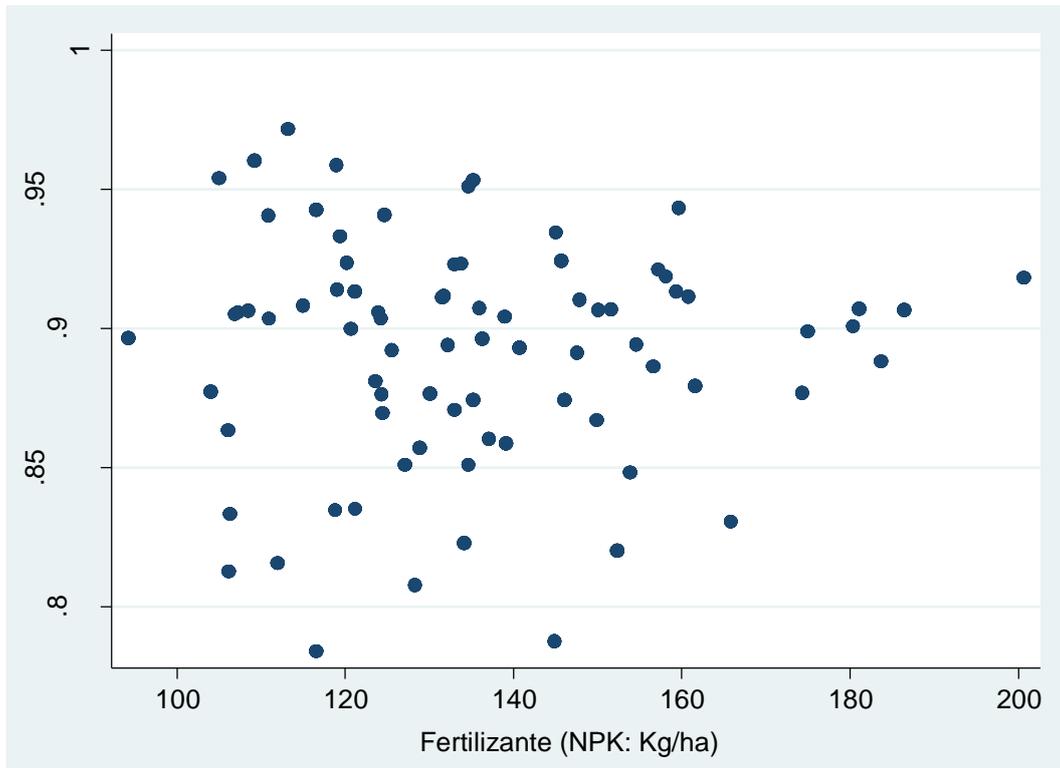
En lo que respecta a la media por productor de los insumos utilizados, medidos por unidades de superficie y para el total del período, observamos que la maquinaria es la única variable cuya relación es inversa respecto de la eficiencia media. Pudiéndose observar en la gráfica 5 que aquellos productores que en promedio produjeron con una cantidad menor de maquinaria por hectárea sembrada fueron los más eficientes en promedio para el total del período, cumpliéndose también la situación inversa.

**GRÁFICO 5: Correlación entre la eficiencia técnica media y la maquinaria media por productor**



Sin embargo, la asociación de la eficiencia media de los productores en relación al uso de nutrientes (NPK) por superficie sembrada no es tan clara. Como se puede observar en la Gráfica 6 los productores más eficientes en media utilizaron una menor cantidad de fertilizantes por superficie sembrada en el promedio del período, aunque no es posible asegurar que esta sea una característica distintiva de una producción eficiente para el conjunto de los productores.

**GRÁFICO 6: Correlación entre la eficiencia técnica media y la cantidad de fertilizantes por unidad de superficie sembrada, por productor**



Dichos resultados conciden con el cálculo de correlación realizado y que se reporta en la tabla 8, mostrando la relación entre el promedio de eficiencia por productor y la media de cada una de las variables que integran la frontera en términos de superficie. Aun en el caso de los fertilizantes (NPK y urea) en que la correlación es débil, en todos los casos se rechazó con amplitud la hipótesis de nulidad de las correlaciones, lo que corrobora la significación estadística de las mismas. A su vez, pudimos constatar la alta correlación entre el rendimiento y la eficiencia media por productor, así como la relación negativa que vincula la maquinaria con la eficiencia media. Siendo el resto de las correlaciones positivas tenemos una primera evidencia de que una mayor eficiencia promedio se asocia también con un mayor uso de insumos variables y con un menor stock de maquinaria en promedio, siendo medidos en unidad de superficie y por productor.

**Tabla 8: Correlación entre la Eficiencia Técnica Media por Productor y la Media de las variables por superficie**

	Rendimiento	NPK	Urea	Maquinaria	Herbicidas	Superficie
Eficiencia	0.7135	0.0018	0.0752	-0.3676	0.2824	0.2064

Por último, buscamos determinar el perfil de los productores diferenciando entre grupos contruidos por rangos de eficiencia técnica media, comparando la media por productor de las diferentes variables que integran la frontera. Para esto, utilizamos el análisis de comparación de medias de Bonferroni, a partir de 4 rangos de eficiencia técnica. Esta división se realizó en orden de mantener la consistencia del test ya que nuestro número de observaciones se reduce a 80 trabajando con la media por productor.

**Tabla 9: Promedio de la producción y variables explicativas por rango de eficiencia**

Rango de Eficiencia media	n	Rendimiento Bolsas/ha	NPK Kg/ha	Urea Kg/ha	Maquinaria HP/ha	Herbicidas litros/ha	Sup. Primera siembra ha
0.91-1	20	162b	133a	77a	1.8a	12.5a	49b
0.90-0.91	20	146a	138a	87ab	1.5b	12.6b	31a
0.86-0.90	21	145a	139a	91b	2.1c	11.5ab	29a
<0.86	19	129c	131a	75a	2.5d	10.9b	36a

La comparación de medias por rango de eficiencia que se observa en la Tabla 9 permite establecer diferencias significativas (con una confianza del 95%) entre aquellos que se ubican en el rango superior de eficiencia en relación al rango menor, considerando las variables rendimiento, maquinaria y herbicidas promedio por hectárea, así como la superficie sembrada en rotación de primer año.

## 7. Comentarios finales y conclusiones

En el presente estudio, hemos estimado una frontera de producción estocástica asociada a un modelo de ineficiencia técnica explicado por variables referentes al manejo productivo. El trabajo tiene como objetivo determinar las diferencias entre productores de arroz en Uruguay, el efecto asociado a los factores productivos en la frontera y la existencia de un cambio tecnológico en el período de análisis. El modelo estimado permitió establecer que la forma adecuada para especificar la frontera del grupo de productores es la función translogarítmica cuyo ajuste fue ampliamente superior a la forma Cobb-Douglas, revelando además la existencia de retornos constantes a escala lo que sugiere que las mejoras en la productividad se relacionan más fuertemente con aumentos de eficiencia que con el tamaño de las firmas.

Se encontró además, un efecto positivo y estadísticamente significativo de todos los insumos sobre la producción de arroz. El factor productivo con mayor impacto sobre el volumen producido es la cantidad de fertilizante compuesto (NPK), seguido del volumen de herbicidas; ya la aplicación de urea, la superficie sembrada en tierras de primera rotación y la maquinaria tienen un efecto similar y de menor relevancia.

Por otra parte, la eficiencia media estimada para el total de la muestra fue del 89%, lo que implica que los productores de arroz considerados solo podrían incrementar su producción un 11% usando la misma cantidad de insumos y la tecnología disponible. Aunque los productores más eficientes en promedio se encuentran muy cercanos a la frontera, los menos eficientes han operado por debajo del 50% de su capacidad a pesar de la relativamente alta eficiencia media. Estos resultados indican, que más allá de situaciones puntuales, las opciones de incrementar rendimiento y por tanto producción pasan por mejoras tecnológicas que desplacen la frontera. La mejora de la eficiencia, si bien es posible, no aparece como de amplio impacto en el resultado global del sector.

La fuerte correlación entre la eficiencia técnica y el rendimiento promedio demuestra que los productores obtienen un mayor volumen de producción por superficie sembrada cuanto más eficientes son. Con respecto a los insumos utilizados, la eficiencia técnica tiene mayor correlación con respecto a la maquinaria, aunque la misma sea negativa; seguida de los herbicidas y la superficie sembrada en tierras de mejor calidad, cuya

relación con la eficiencia técnica es positiva. En consecuencia, los resultados más eficientes en la producción de arroz se asocian con una menor tenencia de maquinaria por hectárea sembrada, mayor uso de herbicidas, mayor superficie sembrada en suelos de mejor calidad y un uso mayor de fertilizantes (NPK y urea) en orden de importancia (-0.368; 0.282; 0.206; 0.018 y 0.073 respectivamente).

Las principales diferencias en la eficiencia técnica entre productores se debieron al uso de fungicidas, la propiedad de los recursos de riego, la siembra temprana y el riego oportuno por orden de importancia en su efecto reductor de la ineficiencia. Así, los productores que aplicaron fungicidas o disponen de los recursos para el riego, lograron mayores niveles de eficiencia respecto de aquellos que no aplicaron fungicidas o que deben alquilar los recursos de riego. Mientras que cada día que se retrasa la fecha de siembra y de riego aumenta la ineficiencia del productor. Por último, cada año de permanencia en el sector, tiene un efecto reductor de la ineficiencia debido al incremento de la experiencia o conocimiento. En efecto, el manejo del cultivo influye en la eficiencia técnica y por tanto en los resultados obtenidos por los productores.

No se encontraron evidencias de la existencia de un cambio tecnológico para nuestro grupo de estudio en el período considerado, siendo su magnitud estimada no significativa. Sin embargo, consideramos este resultado no conclusivo, ya que creemos que las debilidades de nuestra base no permitieron captar adecuadamente las posibles transformaciones tecnológicas sucedidas. Mejorar la información respecto de la conformación y uso de la maquinaria, las horas-máquina y horas-hombre utilizadas durante la zafra, el uso de semillas mejoradas, así como los gastos debidamente discriminados podría incrementar sustancialmente el poder explicativo de nuestro modelo.

Como comentario final, las habilidades de los productores en el manejo del cultivo de arroz y en la combinación de los insumos realizada, resultaron fundamentales en el alcance de un resultado óptimo y en la ganancia de eficiencia; mejorar las capacidades de los productores más rezagados puede ser la clave para obtener mejores rendimientos, pero más importante aún, para lograr ganancias de productividad optimizando la tecnología disponible.

## 8. Bibliografía

ACA, 2012. El arroz en Uruguay. Disponible en <http://www.aca.com.uy/> (enero de 2012).

Aigner, D.; Lovell, C. y Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1), 21-37.

Alvarez, A.; Arias, C. y Greene, W. (2004). Accounting for unobservables in production models: management and inefficiency. *Econometric Society*, 1-20.

Battese, G. y Coelli, T. (1995). A Model for technical Inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*. Australia. 20: 325-332.

Battese, G. y Coelli, T. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. *Journal of productivity analysis*, 3(1), 153-169.

Battese, G. y Coelli, T. (1988). Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of econometrics*, 38(3), 387-399.

Battese, G. y Broca, S. (1997). Functional forms of stochastic frontier production functions and models for technical inefficiency effects: a comparative study for wheat farmers in Pakistan. *Journal of productivity analysis*, 8(4), 395-414.

Belotti, F.; Daidone, S.; Ilardi, G., y Atella, V. (2012). *Stochastic frontier analysis using Stata*.

Bogetoft, P. y Otto, L. (2010). *Benchmarking with Dea, Sfa, and R* (Vol. 157). Springer Science & Business Media.

Bonilla, O.; Zorrilla, G.; Roel, A.; Méndez, R.; Rovira, P.; Deambrosi, E.; Lanfranco, B.; Montossi, F.; Luzardo, S.; Bermúdez, R.; Silveira, C.; Dighiero, A. (2005). *Unidad de Producción Arroz/Ganadería (UPAG) de INIA Treinta y Tres. Resultados 2004/05*. Montevideo, INIA. 78 p.

Bravo-Ureta, B.; Solís, D.; López, M.; Maripani, J.; Thiam, A. y Rivas, T. (2007). Technical efficiency in farming: a meta-regression analysis. *Journal of Productivity Analysis*, 27(1), 57-72.

Bravo-Ureta, B.; Moreira, A.; Arzubi, E.; Schilder, J.; Álvarez, J. y Molina, C. (2008). Cambio tecnológico y eficiencia técnica en predios lecheros de tres países del Cono Sur. *Chilean Journal of Agricultural Research* 68:360-367.

Carracelas, G. (2013). Efectos de derrames horizontales de productividad de las empresas transnacionales en la industria manufacturera uruguaya, 1997-2008. (Documento de Trabajo / FCS-DE; 8/13). UR. FCS-DE.

Charnes, A.; Cooper, W. W. y Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European journal of operational research*, 2(6), 429-444.

Coelli, T. (1995). Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic: A Monte Carlo Analysis. *Journal of Productivity Analysis* 6:247-268.

Coelli, T.; Rao, D.; O'Donnell, C. y Battese, G. (2005). An introduction to efficiency and productivity analysis. *Biometrics* (Vol. 41). Springer US. <http://doi.org/10.2307/2531310>

Deambrosi, E. (2014). Resultados del ejercicio 2008-2009. Resultados de producción de arroz. In: *Jornada Anual Unidad de Producción Arroz - Ganadería (UPAG)*. [Jornada anual resultados 2008-2009]. INIA. p. 21-27. (INIA Serie Actividades de Difusión; 570)

DIEA-MGAP (2010). Recopilación de las estadísticas básicas del sector arrocero. Período 1998-2010. Ministerio de Ganadería Agricultura y Pesca (MGAP). Montevideo. 48 p.

FAOSTAT. 2016. Base de datos [en línea]. Consultada: mayo 2017. Disponible en: <http://faostat3.fao.org/faostat-gateway/go/to/download/Q/QC/E>

Farrell, M. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 120(3), 253-290.

Ferro, G., Paula, C. y Romero, C. A. (2010). Estimación de frontera de producción para el sector de agua y saneamiento en América Latina, HAL, archives ouvertes, núm. 468068.

García, F.; Courdín, V. y Hernández, A. (2011). «Complejo arrocero». En Vassallo, M. (ed.). Dinámica y competencia intrasectorial en el agro. Uruguay 2000–2010. Facultad de Agronomía, Universidad de la República, Cap: 6, pp. 91–104.

García, F.; Lanfranco, B. y Hareau, G. (2012). Efectos sobre el comercio y bienestar de estrategias tecnológicas para el arroz uruguayo. INIA Serie Técnica 197. Uruguay.

García, F. (2014). El impacto de las prácticas de manejo sobre la eficiencia técnica y económica en el cultivo de arroz en Uruguay. IV Congreso Regional de Economía Agraria. Buenos Aires, Argentina, Octubre 21 -14, 2014.

García Suárez, F. (2016). La metodología «Análisis Envolvente de Datos»(DEA): una aplicación a la producción de arroz en Uruguay. Agrocienca Uruguay, 20(1), 99-112.

Giannakas, K.; Schoney, R.; y Tzouvelekas, V. (2001). Technical efficiency, technological change and output growth of wheat farms in Saskatchewan. Canadian Journal of Agricultural Economics, 49(2), 135-152.

Grau, C.; Paolino, C. y Fossatti, M. (1995). Eficiencia Técnica y comportamiento tecnológico en establecimientos lecheros Crea. INIA. Serie Técnica N° 62.

Greene, W. (1980). Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions. Journal of Econometrics, 13(162), 27–56.

Greene, W. (1990). A gamma-distributed stochastic frontier model. Journal of econometrics, 46(1-2), 141-163.

Hall, M. y Winsten, C. (1959). The ambiguous notion of efficiency. The Economic Journal, 69(273), 71-86.

Hadri, K.; Guermat, C. y Whittaker, J. (2003). Estimation of technical inefficiency effects using panel data and doubly heteroscedastic stochastic production frontiers. Empirical Economics, 28(1), 203-222.

Henningsen, A. (2014). Introduction to econometric production analysis with R (Draft Version). Department of Food and Resource Economics, University of Copenhagen.

Hossain, M.; Kamil, A.; Baten, M. y Mustafa, A. (2012). Stochastic frontier approach and data envelopment analysis to total factor productivity and efficiency measurement of Bangladeshi rice. *PloS one*, 7(10), e46081.

Kumbhakar, S. C. (1987). The specification of technical and allocative inefficiency in stochastic production and profit frontiers. *Journal of econometrics*, 34(3), 335-348.

Kumbhakar, S. 1990. Production frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency. *Journal of Econometrics* 46: 201–211.

Kumbhakar, S. C., & Lovell, C. A. K. (2000). *Stochastic frontier analysis*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.

Koopmans, T. C. (Ed.). (1951). *Activity analysis of production and allocation* (No. 13). New York: Wiley.

Lau, L. y Yotopoulos, P. (1971). A test for relative efficiency and application to Indian agriculture. *The American Economic Review*, 94-109.

Mukherjee, D.; Bravo-Ureta, B. y De Vries, A. (2013). Dairy productivity and climatic conditions: econometric evidence from South-eastern United States. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 57(1), 123-140.

Malmquist, S. (1953). Index numbers and indifference curves. *Trabajos de Estadística* 4:209–242.

O'Neill, S. y Matthews, A. (2006). The productivity performance of Irish dairy farms 1984–2000: a multiple output distance function approach. *Journal of Productivity Analysis*, 26(2), 191-205.

Pitt, M. M., & Lee, L. F. (1981). The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of development economics*, 9(1), 43-64.

Pérez-Quesada, G. (2017). Technical Efficiency of Dairy Farms in Uruguay: a Stochastic Production Frontier Analysis. Documento de Trabajo N° 05/2017. FCS-DE. <http://cienciassociales.edu.uy/departamentodeeconomia/wpcontent/uploads/sites/2/2017/06/0517.pdf>.

Schmidt, P. y Sickles, R. (1984). Production frontiers and panel data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(4), 367-374.

Stevenson, R. E. (1980). Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation. *Journal of econometrics*, 13(1), 57-66.

Tauer, L (1987). A note on measuring technical efficiency. Department of Agricultural Economics, Cornell University Agricultural Experiment Station, New York State College of Agriculture and Life Sciences.

Villano, R. y Fleming, E. (2006). Technical inefficiency and production risk in rice farming: evidence from Central Luzon Philippines. *Asian economic journal*, 20(1), 29-46.

Watkins, K.; Hristovska, T.; Mazzanti, R.; Wilson, C. y Schmidt, L. (2014). Measurement of Technical, Allocative, Economic, and Scale Efficiency of Rice Production in Arkansas Using Data Envelopment Analysis. *Journal of Agricultural and Applied Economics*. 46 (1), 89-106.

Wang, H. (2002) Heteroskedasticity and non-monotonic efficiency effects of a stochastic frontier model. *J Prod Anal* 18:241–253

Wilson, P.; Hadley, D. y Asby, C. (2001). The influence of management characteristics on the technical efficiency of wheat farmers in eastern England. *Agricultural Economics*, 24(3), 329-338.

Yao, R. y Shively, G.. (2007). Technical change and productive efficiency: irrigated rice in the Philippines. *Asian Economic Journal*, 21(2), 155-168.