

Producción y Eficiencia en Empresas Agrícolas: Análisis de Fronteras de Producción Estocásticas con Datos de Panel

Víctor Brescia

Instituto de Economía y Sociología – INTA
vbrescia@correo.inta.gov.ar

Daniel Lema

Instituto de Economía y Sociología – INTA
danilema@correo.inta.gov.ar

Elena Barrón

SAGPyA
ebarro@sagpya.minproduccion.gov.ar

Producción y Eficiencia en Empresas Agrícolas: Análisis de Fronteras de Producción Estocásticas con Datos de Panel

Resumen

En el artículo se analizan los cambios producidos en el tramo inicial del Programa Cambio Rural en las explotaciones de las áreas de influencia de ocho Estaciones Experimentales del INTA con sistemas de producción agrícolas.

Se desarrolla una metodología que permite particionar los cambios observados entre campañas sucesivas en componentes vinculados con los efectos rendimiento y precio.

Desde una perspectiva originada en el modelo de fronteras de producción estocástica, dentro de la teoría de la firma, se examina la eficiencia técnica de las empresas y se discute su dinámica a lo largo de la dimensión temporal del panel bajo análisis. Se estudian los efectos de ineficiencia no aleatorios y su relación con un conjunto de variables explicativas.

Los resultados se basan en dos paneles de estudio: Uno compuesto por un grupo de 148 explotaciones con información sucesiva de dos períodos, y el segundo por un subconjunto de 50 empresas a lo largo de tres períodos.

Campo temático JEL: Q1 ; O3

*

Summary

This article analyses the changes produced in the operations of agricultural farms located in areas of influence of eight Experimental Stations of INTA, within the initial section of the Program Cambio Rural.

A methodology is developed that allows to decompose the observed changes between successive years into components associated with yield and price effects.

From a perspective originated in the model of stochastic production frontiers, within the firm theory, the technical efficiency of the farms is examined and its dynamics throughout the temporary dimension of the panel under analysis is discussed. The nonrandom inefficiency effects are analyzed, and if they are affected by a set of explanatory variables.

The results are based on two panels of study: One is made up of a group of 148 farms with successive information on two periods; and the second –nested in the previous one- is made up of a group of 148 firms with successive information on three periods.

Campo temático JEL: Q1 ; O3

INDICE

I.- INTRODUCCIÓN	Pág. 1
II.- OBJETIVOS	Pág. 2
III.- ANÁLISIS EXPLORATORIO DE LA INFORMACION	Pág. 2
III.1.- ENFOQUE DESCRIPTIVO	Pág. 3
III.2.- DESCOMPOSICION DE IMPACTOS INTERTEMPORALES	Pág. 5
IV.- MODELOS DE FRONTERAS DE PRODUCCION ESTOCASTICAS	Pág. 10
IV.1.- ANÁLISIS EMPÍRICO	Pág. 13
IV.2.- RESULTADOS	Pág. 17
V.- CONCLUSIONES	Pág. 20
VI.- ANEXO GRAFICOS	Pág. 22
VII.- REFERENCIAS	Pág.25

Producción y Eficiencia en Empresas Agrícolas: Análisis de Fronteras de Producción Estocásticas con Datos de Panel

I.- Introducción

La entonces Secretaría de Agricultura, Ganadería y Pesca de la Nación creó el 4 de mayo de 1993, con la participación del INTA, los Gobiernos Provinciales y las entidades del Sector, el **Programa Federal de Reconversión Productiva para la Pequeña y Mediana Empresa Agropecuaria**, que pasó a conocerse como **Programa Cambio Rural (CR)**.

Buscaba promocionar senderos tecnológicos que favorecieran el uso racional de los recursos naturales y del medio ambiente, asegurando la sostenibilidad de la base agroecológica, siendo su población objetivo los productores de las pequeñas y medianas empresas agropecuarias, a los que se proponía ayudar a mejorar la calidad de vida junto con la reactivación del proceso de inversión y crecimiento económico del sector (INTA, 1996).

Sus objetivos específicos fueron:

- Capacitar y entrenar a los actores sociales responsables de viabilizar los cambios necesarios en el ámbito de las PYMEs agropecuarias.
- Integrar las acciones de los sectores público y privado para organizar los agronegocios y promover la colocación de la producción agropecuaria en los mercados internos y externos.
- Generar capacidad intelectual, organizacional y operativa para consolidar e institucionalizar el proceso de cambio.
- Asistir al productor agropecuario en todos los aspectos vinculados con la intensificación y/o reconversión productiva e integración al desarrollo agroindustrial.
- Articular directamente al pequeño y mediano productor con las estructuras de investigación y extensión.

La estrategia de intervención de CR para cumplir con los objetivos formulados consistió en diseñar dos componentes: uno de asistencia técnica (a cargo del INTA) y otro de vinculación al crédito. INTA a su vez, eligió fortalecer el trabajo en grupo de productores para consolidar diferentes formas de organización e identificar alternativas de acción.

Un mes luego de su creación el Programa contaba con 400 grupos de productores y un año después se elevaba a 1605 grupos y 19084 productores. En agosto de 1998 trabajaban en el marco del Programa 1915 grupos y 20560 productores.

En el año 2000 casi la mitad de los productores que integraban los grupos pagaban totalmente su asistencia técnica y la otra mitad lo hacía parcialmente según el esquema del Programa. La política activa de CR transformó un modelo público de extensión y transferencia de tecnología en un modelo mixto público- privado, en el cual el costo de la asistencia técnica es asumido por el sector privado.

Cabe señalar que el Programa se identificaba, en su presentación, como “un ambicioso esfuerzo de coordinación interinstitucional y de organización de productores y asesores técnicos para **incrementar sustancialmente el excedente económico de las pequeñas y medianas empresas agropecuarias**” (Bocchetto, 1996).

Esta investigación se interesa, justamente, en los cambios temporales que mostraron las empresas agrícolas participantes del programa. A diferencia de otros estudios, como los realizados por el CERBAS (INTA, 1996), o por el Centro Regional Chaco - Formosa (INTA, 1998), se introducen aquí novedosas dimensiones de análisis. Por un lado, se desarrolla una metodología que permite particionar los cambios observados entre campañas sucesivas en componentes vinculados con los efectos rendimiento y precio.

Por otro, se emplean modelos de funciones de producción estocásticas que, entre otras posibilidades, generan estimaciones de desempeño a nivel de empresa asociados con los conceptos de cambios en eficiencia técnica.

El análisis refiere a los cambios producidos desde la campaña 1994/95, en el tramo inicial del Programa, en las explotaciones de las áreas de influencia de ocho Estaciones Experimentales del INTA (cinco pampeanas y tres extra-pampeanas) con sistemas de producción agrícolas. El panel de estudio final se compone de un grupo de 148 explotaciones con información sucesiva de dos períodos y de un subconjunto del mismo, integrado por 50 firmas, para las que se disponen de registros de una tercer campaña agrícola.

II.- Objetivos

El objetivo general del trabajo es explorar, bajo un enfoque microeconómico, la dinámica del desempeño económico de un panel de empresas agrícolas participantes del programa Cambio Rural en su etapa inicial de lanzamiento.

Los objetivos específicos son:

1. Proveer una metodología que permita identificar los componentes del cambio interanual de indicadores de desempeño de la firma.
2. Proponer un modelo microeconómico que describa los aspectos tecnológicos de las firmas, explotando a su vez, las características de panel de datos que ofrece el seguimiento del Programa.
3. Analizar la evolución de los niveles de eficiencia técnica en relación a variables del contexto microeconómico de la empresa.

II.- Análisis exploratorio de la información

Los registros electrónicos originales fueron provistos por la Coordinación Nacional del Programa Cambio Rural¹. La información contenía datos sobre un productor representativo por cada grupo de trabajo y los datos estaban compartimentados en información estrictamente económica por un lado, y productiva por otro.

Para caracterizar cada establecimiento se dispuso de los campos: identificación codificada del productor, estación experimental, zona agroeconómica y sistema de producción.

Los indicadores económicos, consignados para 3900 registros, referían a la siguiente distribución de campos: mano de obra total, mano de obra familiar, mano de obra asalariada, activos, pasivos, ingreso bruto, gastos directos y gastos fijos.

Por otra parte, la información productiva (totalizó 10187 registros) refería a las diversas actividades productivas realizadas por la explotación en cada campaña. Para cada código de identificación de establecimiento, se disponía de: estación experimental, zona agroeconómica, período, año, superficie, precio y rendimiento de cada actividad productiva, junto a las unidades de medida de cada variable.

Inicialmente los registros se encontraban distribuidos en 42 Estaciones Experimentales Agropecuarias y para la Subestación Junin. En los archivos con información exclusivamente económica, la clasificación original correspondía a 118 (o hasta 127 de acuerdo al origen de los datos) sistemas de producción diferentes. Se seleccionaron

¹ Los autores agradecen a la Coordinación Nacional del Programa Cambio Rural el haber facilitado los datos para esta investigación.

exclusivamente aquellos registros que se correspondían con la denominación “**Sistema de producción agrícola puro**”.

Por su parte, la información productiva refería a un rango de 61 a 72 actividades o productos, dependiendo del origen de los datos. De las numerosas actividades agrícolas posibles se seleccionaron las seis de mayor impacto: **maíz, trigo, soja de primera y segunda, girasol y sorgo**.

La información original incluía datos desde 1993 hasta 1998, privilegiándose aquéllos registros que pertenecieran a productores con información económica y productiva completa para al menos dos campañas correlativas. Se verificó la consistencia para cada indicador productivo y en referencia a la zona productiva de pertenencia, eliminándose en el proceso aquéllos registros que contuviesen campos con información inconsistente con los valores totales y de control.

De esta forma, se construyó -a partir de la información original que se detalló- una base de trabajo distribuída a lo largo de ocho estaciones experimentales que contiene 148 productores con registros económicos y de producción para dos campañas agrícolas (1994/95-1995/96), como así también un subgrupo de 50 establecimientos con información consecutiva para tres campañas (1994/95-1996/97).

El análisis de esta información se presenta en el resto de esta Sección y en la Sección IV.

III.1- Enfoque Descriptivo

Para cualquier set de datos que se analicen, es oportuno tener una representación visual de la forma de su distribución. Para ello, es frecuente recurrir a histogramas de frecuencias o gráficos tipo box-plot. En este caso, nos inclinamos por este último tipo de representación por la cantidad de información que conllevan.

Los box-plot (o diagramas de caja) son representaciones gráficas que muestran medidas de posición central (media o mediana) junto a la dispersión de la variable analizada, identificando además la presencia de observaciones inusualmente desviadas, conocidas como outliers o puntos extremos. Utilizaremos este tipo de herramienta gráfica para describir la información referida a rendimientos (en qq/ha) y precios (en \$ corrientes/qq), clasificada por estación experimental y por período (campaña 94/95 ó 95/96). Se acompaña una descripción de los elementos que constituyen el box-plot, de forma tal de facilitar la discusión de la distribución de las variables citadas.

La línea horizontal en el interior de la caja corresponde a la mediana de los datos, como una estimación del centro de la distribución. Cabe aclarar que la mediana equivale al percentil 50, es decir, aquél valor de la variable que acumula el 50% de la distribución.

El alto de la caja, a su vez, viene dado por la distancia intercuartil, la cual representa la diferencia entre el tercer y el primer cuartil de los datos. Esta distancia refleja la dispersión presente entre los datos: cuanto mas alargada sea la caja, mayor será la dispersión.

Por fuera de la caja se representan un par de “bigotes” (whiskers) que se extienden entre los valores extremos de los datos o a una distancia de una vez y media la distancia intercuartil a partir de la mediana, según sea la menor de estas dos distancias. Por caso, si la distribución es simétrica y de tipo Normal, el 99.3% de los datos caería dentro de los bigotes.

Se considera como observaciones extremas a aquéllas que caen por fuera de los límites definidos antes como bigotes. Asimetrías por derecha se corresponderán, entonces, con outliers por encima del bigote superior.

Con el soporte de S-Plus 4 (1997) se elaboraron gráficos con múltiples box-plots para cada uno de los seis cultivos: maíz, soja de primera, girasol, trigo, soja de segunda y sorgo. En cada uno de ellos se despliegan las distribuciones para aquéllas estaciones experimentales o regiones donde hubo explotaciones con dichas producciones entre sus

planteos productivos agrícolas, distinguiendo a su vez entre observaciones del primer y del segundo año del panel de datos analizado. Este esquema de representación gráfica comparativa (entre regiones y entre períodos) se aplicó tanto a los rendimientos como a los precios recibidos por los commodities. Por razones de espacio, se presentan en el ANEXO sólo aquellos que corresponden a los tres principales cultivos (en términos de shares de superficie cultivada): maíz, soja de primera y trigo, generándose la secuencia de Gráficos 1 a 3 y 4 a 6 para rendimientos y precios respectivamente.

Con respecto a los rendimientos se ofrece una discusión por separado para cada uno de los cultivos, condicionada a lo que exhiban las regiones relevantes en cada caso.

En **maíz** se observa una dispersión importante de rindes entre regiones, con un rango que va entre 12 y 95 qq/ha. Marcos Juárez, Manfredi y Pergamino son las unidades referentes, y no exhibieron cambios entre períodos, con valores entre 30 (Manfredi) y 67 (Pergamino) qq/ha.

Para **soja de primera** la respuesta es más ajustada, ya que se distribuye -entre regiones- entre 14 y 30 qq/ha. Prácticamente todas las unidades (excepto Oliveros y Rafaela) la incluyen en sus planteos de manera importante, y se observa -en promedio- una mejora intertemporal en los rindes.

En **girasol**, la variación de rindes entre regiones es relevante y alcanza valores entre 8 y 30 qq/ha, siendo Las Breñas y, en menor medida, Marcos Juárez, las unidades que más lo consideran en sus planteos, observándose en Las Breñas un aumento de los rindes entre campañas, de alrededor de 3 qq/ha .

Para **trigo** se observan importantes diferencias en los rindes regionales, con valores que se distribuyen entre 7 y 32 qq/ha. Pergamino, Oliveros y Rafaela son las unidades donde el cereal es más relevante y donde también se alcanzan -en ese orden- los mejores rindes, que arrancan a partir de los 15 qq/ha y que a su vez muestran ligeras mejoras entre períodos.

El comportamiento de los rindes de **soja de segunda** es similar al de primera. Oscilan entre 10 y 31 qq/ha y reconocen a Oliveros, Pergamino, Rafaela y Reconquista como las regiones donde la oleaginosa tiene el mayor peso relativo. No se observan mejoras intertemporales en los rindes para estas regiones. Más aún, excepto Rafaela, el resto tuvo caídas, y en algún caso importante como en Oliveros.

Finalmente, las consideraciones para **sorgo** se vinculan con lo que muestre Manfredi. Si bien entre las tres regiones que lo siembran (agregando Las Breñas y Reconquista) los rindes oscilan entre 10 y 60 qq/ha, lo relevante es que en Manfredi se observa una mejora de los rindes del orden de los 6 qq/ha entre períodos.

Para los precios (en \$/qq) recibidos por los productores por cada uno de los seis cultivos, el análisis se concentrará en la evolución que muestren las regiones relevantes en cada caso y que se presentan en la secuencia de Gráficos 4 a 6.

En maíz se observan mejoras importantes en los precios entre períodos. Lo mismo ocurre con los precios de soja, tanto de primera como de segunda, y en alguna medida con trigo y sorgo. En girasol, en tanto, el resultado es neutro.

En síntesis entonces, se ha presentado una descripción del comportamiento de rindes y precios por cultivos y por regiones, enfatizando los cambios observados entre las dos campañas consideradas: 1994/95 – 1995/96.

Cuando se analiza el grupo de firmas con registros para tres campañas (1994/95 – 1996/97), si bien se gana en la profundidad del panel, se pierde la dimensión espacial asociada con las Estaciones Experimentales debido a que el tamaño de la muestra (50) no alcanza para una representación adecuada de las regiones individualmente. En consecuencia, se emplean los promedios de índice de rendimientos y precios de cada campaña a lo largo de todas las regiones para sustentar las siguientes consideraciones, que se reflejan en el Gráfico 7 del Anexo.

Se aprecia para los precios un efecto importante entre las campañas 1 y 2, con aumentos del orden del 17 %, para luego retroceder un 6 % y situarse un 9 % por encima de la campaña 1. Para los rindes hubo, en promedio, un escenario de declinaciones sucesivas. Entre las campañas 1 y 2 fue del 7 %, y del 3.6 % en la siguiente, acumulando algo más del 10 % entre extremos. Los gastos directos, en tanto, crecieron sostenidamente: cerca de un 9 % entre campañas 1 y 2 y 2.7 % la siguiente, acumulando 11.6 % en total.

En la próxima sección se avanzará en la propuesta de una metodología que permita incorporar estos cambios en rendimientos, precios y gastos en la evolución de indicadores económicos de uso frecuente, como los retornos por peso gastado.

III.2- Descomposición de Impactos Intertemporales

La propuesta de la primera parte de esta sección es analizar el comportamiento de los ingresos generados por las **actividades agrícolas seleccionadas** entre los períodos considerados como Año 1 y Año 2. La discusión estará orientada a identificar los componentes que hacen a dicha variación, específicamente precios de productos, rindes y gastos directos.

Recuérdese que los cultivos considerados son seis: maíz, trigo, girasol, soja de primera, soja de segunda y sorgo, los que serán identificados con el subíndice i , con variación de 1 a 6.

Nótese con P_i y Q_i a los precios (en \$ corrientes/qq) recibidos por el productor y los rindes (en qq/ha) obtenidos en el cultivo i ($i=1,6$).

G representa los gastos variables o directos (en \$ corrientes/ha). Estos no aparecen discriminados por cultivo, sino que se corresponden con la totalidad de gastos incurridos por hectárea de actividad agrícola.

A partir de esta notación y reservando el supraíndice 1 ó 2 para identificar información del año 1 y 2 respectivamente, se desarrolla a continuación la metodología empleada.

Se define el ingreso bruto por hectárea para el año 1 como:

$$IB^1 = \sum_{i=1}^6 P_i^1 Q_i^1 \quad (1)$$

Similarmente, IB^2 representa el ingreso bruto por hectárea para el año 2:

$$IB^2 = \sum_{i=1}^6 P_i^2 Q_i^2 \quad (2)$$

El hecho de trabajar en un espacio multidimensional (6 outputs) dificulta cualquier estrategia para explorar el comportamiento de (IB^2/IB^1) en función de los componentes precio y rindes. Para superar esta limitación, se apela a la construcción de dos índices, uno para precios y otro para rendimientos, los que -sin pérdida de generalidad- permitirán abordar el problema de impactos diferenciados ya mencionado.

La construcción de índices se hizo siguiendo la estructura de índices "tipo Laspeyres". Es decir que se establece un sistema de ponderaciones fijas, que acompañarán a lo largo del período que se desea relativizar.

Para el caso de los precios, se estableció que la estructura de ponderaciones viniera dada por los shares (S_i) o participaciones relativas de cada uno de los seis cultivos en términos de la superficie cultivada. Para ello se estableció, para cada una de las ocho experimentales, la participación promedio (a lo largo de las explotaciones de dicha experimental) de cada cultivo en el año 1 en la superficie total cultivada con los mismos. Dado el sistema de ponderaciones, la definición general del índice de precios P es la siguiente:

$$P = \sum_{i=1}^6 P_i S_i \quad (3)$$

P_1 y P_2 representan, respectivamente, los valores que toma el índice en los dos años considerados. Así resulta:

$$P_1 = \sum_{i=1}^6 P_i^1 S_i \quad (4)$$

$$P_2 = \sum_{i=1}^6 P_i^2 S_i \quad (5)$$

En forma similar, en cuanto a su estructura, se construyó el índice de rendimientos Q . El mismo utiliza como ponderaciones fijas a la participación relativa de los precios promedios (PMEAN) observados en cada experimental en el año 1 (base). Su definición es, entonces, la siguiente:

$$Q = \sum_{i=1}^6 Q_i \text{PMEAN}_i^1 / \sum_{i=1}^6 \text{PMEAN}_i^1 \quad (6)$$

De manera consistente con lo dicho para precios, Q_1 y Q_2 identifican al valor del índice de rindes para los años 1 y 2.

$$Q_1 = \sum_{i=1}^6 Q_i^1 \text{PMEAN}_i^1 / \sum_{i=1}^6 \text{PMEAN}_i^1 \quad (7)$$

$$Q_2 = \sum_{i=1}^6 Q_i^2 \text{PMEAN}_i^1 / \sum_{i=1}^6 \text{PMEAN}_i^1 \quad (8)$$

Habiendo reducido el problema a una escala unidimensional (en términos de índices), pueden calcularse versiones “sintéticas” de ingresos brutos (IB) por hectárea, uno para cada período:

$$IB_1 = P_1 Q_1 \quad (9)$$

$$IB_2 = P_2 Q_2 \quad (10)$$

La relación (IB_2/IB_1) da una medida de la evolución de la firma entre períodos. Obviamente, contiene dos fuentes de variación: una atribuible al comportamiento de los precios de los commodities (sintetizados en el índice P) y otra vinculada con la evolución de los rindes (índice Q). En tanto los precios aparecen como exógenos a las decisiones del productor, queda por explorar el componente tecnológico asociado a los rendimientos, descontando –claro está– la eventual influencia climática entre períodos.

Para estimar las mencionadas participaciones diferenciadas de precios y rindes en la evolución interanual de los ingresos brutos por hectárea, se propone la metodología que a continuación se detalla.

Se define a $IB_2(P_1)$ como el ingreso bruto correspondiente al período 2 pero calculado a partir del valor del índice de precios P_1 del período 1. Simétricamente, $IB_2(Q_1)$ representa el ingreso bruto del período 2 computado con el índice de rendimientos Q_1 del período 1.

$$IB_2(P_1) = P_1 Q_2 \quad (11)$$

$$IB_2(Q_1) = P_2 Q_1 \quad (12)$$

La propuesta es comparar los ratios $(IB_2(P_1)/IB_1)$ e $(IB_2(Q_1)/IB_1)$, entendiéndose que el primero refiere al “efecto rendimiento” y el segundo al “efecto precio”. La construcción elegida para $IB_2(P_1)$ e $IB_2(Q_1)$ permite verificar la siguiente relación:

$$(IB_2/IB_1) = (IB_2(P_1)/IB_1) (IB_2(Q_1)/IB_1) \quad (13)$$

Se desprende entonces que (13) permite descomponer los cambios observados en los ingresos totales entre períodos en dos fuentes de variación: una vinculada con los cambios en los precios de los commodities, y otra derivada de los cambios en los rendimientos de los cultivos.

Es ahora tiempo de incorporar los gastos directos al análisis. Para ello se considera analizar la evolución de los retornos por peso gastado, definiendo R_1 y R_2 como sigue:

$$R_i = IB_i/GD_i, \text{ con } i=1,2 \text{ según año considerado.} \quad (14)$$

La relación de interés es el ratio (R_2/R_1) , el que –por construcción– puede ser visto como:

$$(R_2/R_1) = (IB_2/IB_1) (GD_1/GD_2) \quad (15)$$

La relación (15) es entonces el punto de partida para explorar las contribuciones de los cambios en ingresos y egresos a la explicación de los cambios en los retornos por peso gastado.

Aprovechando el resultado dado por (13), se puede re-escribir (15) como:

$$(R_2/R_1) = (IB_2(P_1)/IB_1) (IB_2(Q_1)/IB_1) (GD_1/GD_2) \quad (16)$$

Definitivamente, la última expresión encontrada es la síntesis de los cambios intertemporales observados en los retornos entre los años 1 y 2. Los mismos se explican a través de cambios en los rindes, en los precios y en los gastos.

A los efectos de computar los indicadores desarrollados, resulta útil re-expresarlos en términos logarítmicos, explotando la vinculación entre [tasa de cambio porcentual] y [log del ratio correspondiente]. Es así que la expresión (16) puede presentarse en logaritmos como:

$$\ln(R_2/R_1) = \ln(IB_2(P_1)/IB_1) + \ln(IB_2(Q_1)/IB_1) - \ln(GD_2/GD_1) \quad (17)$$

La lectura de la expresión (17) indica que la tasa de crecimiento interanual de los retornos por peso gastado viene dada por la suma de las tasas de crecimiento en los ingresos por vía de los rendimientos de los cultivos y de los precios recibidos de las commodities, descontando la evolución observada en los gastos.

Los Cuadros 1 y 3 resumen los resultados obtenidos a nivel promedio de cada Estación Experimental. En el Cuadro 1 se presenta una caracterización de las actividades que realizan las explotaciones, derivada de los shares usados en la construcción del índice de precios y también se observan –en los shares del índice de rendimiento- aspectos vinculados con los precios recibidos por los commodities. Del mismo modo, el Cuadro 3 resume la esencia del análisis, ya que en él se muestra, a nivel promedio y para cada experimental, la descomposición de los retornos por peso gastado según las tres fuentes de variación consideradas: precios, rindes y gastos directos.

Cuadro 1: Número de casos, diversificación de cultivos y participación promedio de los precios recibidos. Seis cultivos. Por Estación Experimental. Años 1 y 2.

Estación Experimental	Nº de obs	Maíz	Soja 1a	Gira-sol	Trigo	Soja 2a	Sorgo	Maíz	Soja 1a	Gira-sol	Trigo	Soja 2a	Sorgo
		Shares para índice P						Shares para índice Q					
		S ₁	S ₂	S ₃	S ₄	S ₅	S ₆	S ₁	S ₂	S ₃	S ₄	S ₅	S ₆
Las Breñas	33	0.11	0.31	0.43	0.07	0.06	0.02	0.12	0.21	0.24	0.12	0.20	0.10
Manfredi	18	0.15	0.44	0.00	0.09	0.18	0.13	0.14	0.29	0.00	0.16	0.30	0.12
M. Juárez	11	0.16	0.29	0.41	0.08	0.06	0.01	0.13	0.20	0.26	0.12	0.21	0.09
Oliveros	9	0.14	0.00	0.04	0.24	0.57	0.01	0.14	0.00	0.27	0.17	0.27	0.15
Pergamino	29	0.19	0.21	0.08	0.18	0.34	0.00	0.12	0.25	0.24	0.15	0.24	0.00
Rafaela	8	0.08	0.06	0.00	0.32	0.51	0.02	0.15	0.00	0.28	0.19	0.27	0.11
Reconquista	24	0.06	0.32	0.10	0.08	0.41	0.03	0.12	0.21	0.24	0.13	0.20	0.10
Famaillá	16	0.05	0.95	0.00	0.00	0.00	0.00	0.41	0.59	0.00	0.00	0.00	0.00

Fuente: Elaboración propia en base a datos Programa Cambio Rural. Campañas 1994/95-1995/96.

La discusión del Cuadro 1 se dió en el contexto de la Sección III.1, donde se presentó en

detalle el análisis descriptivo de las variables relevantes del estudio. Previo a la discusión del Cuadro 3, se avanzará en la metodología que permita incorporar el tercer año de registros al estudio.

Para ello, considérese al subíndice 3 como indicador de la campaña 1996/97 o Año 3 del estudio. Por un simple proceso de encadenamiento, puede escribirse la relación entre los Ingresos Brutos de los períodos 3 y 1 como:

$$(IB_3/IB_1) = (IB_3/IB_2) (IB_2/IB_1) \quad (18)$$

Del mismo modo que se discutió más arriba la descomposición del término (IB_2/IB_1) , puede también escribirse:

$$(IB_3/IB_2) = (IB_3(P_2)/IB_2) (IB_3(Q_2)/IB_2) \quad (19)$$

Siendo $IB_3(P_2)$ e $IB_3(Q_2)$ los Ingresos Brutos calculados con los valores de los índices de precios (P) y rindes (Q) fijados, alternativamente, en lo que les correspondía para el Año 2.

Es así que la expresión (18) se presenta ahora como:

$$(IB_3/IB_1) = [(IB_3(P_2)/IB_2) (IB_3(Q_2)/IB_2)] [(IB_2(P_1)/IB_1) (IB_2(Q_1)/IB_1)] \quad (20)$$

Para considerar la información sobre gastos directos, se redefine (14):

$$R_i = IB_i/GD_i, \text{ con } i=1,3 \text{ según año considerado.} \quad (21)$$

La relación de interés es ahora el ratio (R_3/R_1) , el que –por encadenamiento y construcción- puede ser visto como:

$$(R_3/R_1) = (R_3/R_2) (R_2/R_1) = (IB_3/IB_1) (GD_1/GD_3) \quad (22)$$

Haciendo uso de los resultados dados por (13) y (20), se puede re-escribir (22) como:

$$(R_3/R_1) = [(IB_3(P_2)/IB_2)(IB_3(Q_2)/IB_2)(GD_2/GD_3)][(IB_2(P_1)/IB_1)(IB_2(Q_1)/IB_1)(GD_1/GD_2)] \quad (23)$$

La expresión (23) sintetiza los cambios intertemporales [3-1] observados en los retornos por peso gastado, encadenando las variaciones entre los años [3-2] y [2-1]. Estos últimos, a su vez, se explican a través de cambios en los precios, en los rindes y en los gastos.

Los cálculos asociados con (23) se llevaron a cabo a partir de la información básica contenida en el Cuadro 2, donde se evidencia –a partir de los shares usados en la construcción del índice de precios- la participación promedio de los cultivos, como también se observan –en los shares del índice de rendimiento- información asociada con los precios recibidos por la comercialización de los mismos en el año base.

Cuadro 2: Número de casos, diversificación de cultivos y participación promedio de los precios recibidos. Seis cultivos. Total regional. Años 1 a 3.

Estación Experimental	Nº de obs	Maíz	Soja 1a	Gira-sol	Trigo	Soja 2a	Sorgo	Maíz	Soja 1a	Gira-sol	Trigo	Soja 2a	Sorgo
		Shares para índice P						Shares para índice Q					
		S ₁	S ₂	S ₃	S ₄	S ₅	S ₆	S ₁	S ₂	S ₃	S ₄	S ₅	S ₆
Total regional	50	0.13	0.24	0.15	0.17	0.29	0.02	0.11	0.21	0.23	0.13	0.22	0.10

Fuente: Elaboración propia en base a datos Programa Cambio Rural. Campañas 1994/95-1996/97.

Nos concentraremos en este punto en los Cuadros 3 y 4, que sintetizan los resultados

correspondientes a los paneles de dos y tres años respectivamente.

Cuadro 3: Índice de precios y de rindes. Ratios y tasas de cambio. Por Estación Experimental. Años 1 y 2.

Estación Experimental	Precios		Rindes		Ratios			Ln (Ratios)			
	P ₁	P ₂	Q ₁	Q ₂	R ₂ / R ₁	IB ₂ / IB ₁	GD ₁ / GD ₂	Ln R ₂ /R ₁	Ln IB ₂ (P ₁) / IB ₁	Ln IB ₂ (Q ₁) / IB ₁	Ln GD ₂ / GD ₁
	\$/qq		qq/ha								
Las Breñas	15.40	16.70	6.90	7.04	1.37	1.31	1.18	0.146	0.003	0.114	-0.029
Manfredi	7.13	8.66	9.06	10.65	2.52	2.74	0.99	0.405	0.219	0.316	0.130
M. Juárez	8.82	10.60	6.93	7.53	1.21	1.47	0.86	0.016	0.070	0.183	0.237
Oliveros	15.73	18.69	21.23	15.48	1.59	1.06	2.79	0.230	-0.281	0.030	-0.482
Pergamino	12.90	14.92	18.95	19.32	1.52	1.27	1.22	0.223	0.009	0.137	-0.076
Rafaela	15.28	16.26	16.28	12.13	1.13	0.94	1.43	-0.038	-0.266	0.085	-0.144
Reconquista	7.54	10.38	6.61	6.82	1.68	1.79	1.05	0.141	0.006	0.334	0.199
Famaillá	20.20	22.95	13.14	16.23	1.39	1.37	1.02	0.221	0.152	0.116	0.046

Fuente: Elaboración propia en base a datos Programa Cambio Rural. Campañas 1994/95-1995/96.

Para la muestra con registros de dos campañas, puede verse que la mayoría de las unidades (seis sobre ocho) exhibe mejoras en los retornos entre períodos, particularmente Manfredi. Los cambios más modestos se dan para Marcos Juárez y Rafaela, éste último ligeramente negativo. Es difícil en este punto vincular las diferencias observadas con desempeños o indicadores de eficiencia de las unidades. Debe recordarse que el número de casos para estas dos unidades es bajo y por ende hace que el promedio sea susceptible a la presencia de observaciones extremas. Quizás el uso de medianas sea apropiado para situaciones como éstas.

Al mismo tiempo, puede estimarse para cada unidad la contribución relativa de las tres fuentes de variación a la tasa de cambio en los retornos. Haciendo una interpretación directa de los logaritmos en términos de tasas porcentuales (últimas cuatro columnas bajo el encabezado "Ln (Ratios)"), se observa –por ejemplo- que en Las Breñas hubo una mejora del 14.6% promedio en los retornos por peso gastado entre períodos. El mismo, se origina en una mejora vía precios del 0.3%, junto a un efecto positivo del 11.4% en los rindes, que se suman a la disminución del 2.9% en los gastos. Idéntica interpretación se ofrece para el resto de las explotaciones.

En general, se destaca como más importante la contribución de la **mejora en los rindes**, que supera (con la sólo excepción de Famaillá) al efecto precio, cuando éste resulta favorable (léase positivo). La contribución de la evolución de los gastos tuvo resultados contrapuestos, alcanzando importantes contribuciones, como fue el caso de Oliveros, como también mostrando fuertes incrementos entre períodos (Marcos Juárez, Reconquista).

Para la muestra reducida con registros de tres campañas (Cuadro 4), se observa -en promedio- una mejora del 11% en los retornos por peso gastado entre los años 1 y 3. La metodología empleada permite descomponer este cambio en los seis componentes presentados en la parte inferior del cuadro. El bloque de las tres primeras refieren a lo acontecido entre los años 1 y 2, en tanto las tres últimas se vinculan con el paso del año 2 al 3. En el primer bloque se destaca la contribución del efecto precio (alza), junto a la reducción de los gastos directos. Para el tramo 2-3, la caída en gastos es lo más relevante, dados los modestos cambios atribuibles a precios y rindes.

Es evidente que basar el análisis en el promedio es insuficiente cuando se trabaja con ratios. Por ello, la distribución de los ratios se refleja en los box-plots del Gráfico 8, los que

dan cuenta de ciertas asimetrías en los comportamientos individuales.

Cuadro 4: Índices de precios y rindes. Gastos directos para cultivos. Ratios interanuales. Promedio regional. Años 1 a 3.

INDICADOR	Precios			Rindes			Gastos			Ratios R		
	P ₁	P ₂	P ₃	Q ₁	Q ₂	Q ₃	G ₁	G ₂	G ₃	R ₃ /R ₁	R ₃ /R ₂	R ₂ /R ₁
	\$/qq			qq/ha			\$/ha					
Promedio Regional	9.3	10.9	10.6	11.8	10.9	10.2	207	225	231	1.11	1.12	1.28
INDICADOR	Ratios Año 2 vs. Año 1						Ratios Año 3 vs. Año 2					
	IB2(P1)/IB1		IB2(Q1)/IB1		GD1/GD2		IB3(P2)/IB2		IB3(Q2)/IB2		GD2/GD3	
	0.99		1.22		1.08		0.97		1.02		1.26	

Fuente: Elaboración propia en base a datos Programa Cambio Rural. Campañas 1994/95-1996/97.

Sin pretender avanzar una hipótesis para la cual este tipo de análisis no ofrece contrastación empírica, es interesante señalar la relación inversa existente entre la reducción en gastos y el incremento en rindes para el panel con dos observaciones por firma. El hecho que la variable gastos refleje la combinación de precios de insumos con uso de los mismos, hace presumir que –tal como ocurrió con los precios de los commodities- no se esperen cambios importantes en los precios de los insumos. Bajo este supuesto, podría entonces asociarse el incremento relativo en gastos con un uso mayor de insumos, señal a su vez de una mejora relativa de productividad y por ende, de eficiencia. Incorporar un tercer año de resultados de las firmas ofrece, además, la oportunidad de indagar sobre la dinámica del cambio tecnológico imperante.

La próxima sección ofrece el tratamiento metodológico adecuado, vía fronteras de producción estocásticas, para explorar los cambios en eficiencia relativa entre períodos y la estructura del cambio tecnológico.

IV- Modelos de fronteras de producción estocásticas

En esta sección utilizamos la metodología de fronteras estocásticas de producción para estudiar los factores que afectan la eficiencia técnica de los productores. Los efectos de ineficiencia técnica se suponen funciones de las características individuales de los productores y se evalúan factores como edad, educación dedicación y escala.

La eficiencia técnica de una unidad de producción se refiere al logro del máximo output posible dadas unas cantidades de inputs, o al uso mínimo de inputs dada una cantidad de output, teniendo en cuenta las relaciones físicas de producción.

La medida de la eficiencia técnica a partir de funciones de producción de frontera fue propuesta inicialmente por Farrell (1957). El método consiste en estimar una función de producción frontera que permite calcular el *output* máximo (y^*) que puede ser obtenido por cada unidad de producción, dada una combinación de *inputs*. El nivel de eficiencia técnica (ET) de cada unidad productiva se puede calcular como la relación entre el producto obtenido (y) y dicho máximo, es decir, $0 \leq ET = y/y^* \leq 1$. Por lo tanto, para poder estimar la ET se precisa conocer la función de producción frontera, que en las aplicaciones empíricas se deriva de los datos disponibles, por lo que la eficiencia estimada se calcula a partir de las mejores prácticas observadas.

En la literatura se han desarrollado dos métodos principales para estimar la frontera: paramétrico y no paramétrico. La principal diferencia radica en establecer, o no, *a priori* una forma funcional para la función de producción frontera.

El método no paramétrico tiene la ventaja de su flexibilidad, ya que se adapta a modelos multiproducto e impone condiciones menos restrictivas en cuanto a la tecnología de referencia. No obstante, su incapacidad para incluir perturbaciones aleatorias hace que sus resultados sean muy sensibles a errores de medida y de especificación del modelo. Estos modelos se conocen con el nombre de Análisis Envolvente de Datos (DEA) y a través de métodos matemáticos de programación lineal tratan de determinar cuales son las unidades de toma de decisiones que forman la superficie envolvente de la mejor práctica para cada unidad productiva. Las unidades eficientes pertenecerán a dicha frontera y las ineficientes quedarán envueltas por ella.

El método paramétrico es el que utilizamos en nuestro estudio y consiste en estimar económicamente una forma funcional elegida previamente. En consecuencia, esta forma funcional es una hipótesis impuesta a los datos que no puede ser contrastada, pero tiene la ventaja de que se puede realizar inferencia estadística sobre los resultados obtenidos. Este tipo de fronteras fueron planteadas en primer lugar por Aigner, Lovell y Schmidt (1977) y Meussen y van den Broek (1977). Determinada la forma funcional que adopta la función de producción, estos autores plantean el siguiente modelo: $y_i = f(x_i, \beta) + \varepsilon_i$, donde y_i es el *output* de la explotación i , x_i es el vector de *inputs*, β es un vector de parámetros y ε_i una perturbación compuesta por dos elementos, $\varepsilon_i = v_i + u_i$.

El componente v_i es una perturbación simétrica que recoge las variaciones aleatorias en la producción debido a factores tales como errores aleatorios, errores en la observación y medida de los datos, la suerte, entre otros, y se supone que se distribuye idéntica e independientemente como una $N(0, \sigma^2)$.

El componente u_i es un término asimétrico que recoge la ineficiencia técnica de las observaciones y se asume que se distribuye independientemente de v_i , y que satisface que $u_i \leq 0$. Por lo tanto, hay que seleccionar distribuciones estadísticas para u_i que se distribuyan para un sólo lado. Aigner, Lovell y Schmidt analizan el caso de la seminormal y la exponencial.

Los modelos considerados en este trabajo son los propuestos por Battese y Coelli (1992, 1995). Los modelos suponen que los datos consisten en una muestra de N firmas en T períodos. La frontera estocástica de producción generalizada se define como :

$$Y_{it} = \exp(x_{it} \beta + V_{it} - U_{it}) \quad (24)$$

Donde:

- Y_{it} representa el producto de la i -ésima empresa en el período t
- x_{it} es un vector $(1 \times K)$ cuyos valores son funciones de los insumos y de otras variables explicativas para la empresa i -ésima en el momento t .
- β es un vector $(K \times 1)$ de parámetros a estimar.

Los V_{it} son errores aleatorios independientes e idénticamente distribuidos (iid) como una normal con media cero y varianza constante, σ_v^2 .

Los U_{it} son variables aleatorias no negativas e inobservables asociadas con la ineficiencia técnica de la producción. Es decir que para el nivel tecnológico vigente y dados los usos de insumos, el producto observado (ante la presencia de los U_{it}) puede estar por debajo del potencial.

Los dos modelos propuestos tienen diferentes especificaciones acerca de la composición de los U_{it} (efectos de ineficiencia técnica). Los modelos se discuten brevemente a continuación.

Modelo 1

El modelo propuesto por Battese y Coelli (1992) define U_{it} :

$$U_{it} = \{\exp[-\eta(t - T)]\} U_i \quad (25)$$

Donde η es un parámetro desconocido a estimar, y los U_i ($i=1\dots N$) son variables aleatorias i.i.d. no negativas, que provienen de una distribución normal truncada (en cero) con media μ y varianza σ^2 (ambas desconocidas).

Este modelo entonces, supone que los efectos de ineficiencia técnica en los períodos iniciales, para los N individuos del panel, son una función exponencial de los efectos de ineficiencia correspondientes al último período (puede notarse que $U_{iT} = U_i$)

Dada la especificación anterior, puede formularse como hipótesis nula que los efectos de ineficiencia técnica no están presentes en el modelo, la cual se expresa $H_0: \gamma = 0$. El parámetro γ se define $\gamma \equiv \sigma^2 / (\sigma_v^2 + \sigma^2)$ (Coelli, 1996). La parametrización del modelo (incluyendo γ) se realiza de acuerdo a las especificaciones del programa FRONTIER 4.1, el cual es utilizado para obtener los estimadores maximoverosímiles de los parámetros de la frontera estocástica (ver Coelli, 1996)². Asimismo, las hipótesis nulas referidas a que los efectos de ineficiencia son invariantes con respecto al tiempo y que tienen una distribución semi normal son definidas por $H_0: \eta = 0$ y $H_0: \mu = 0$, respectivamente. Estas hipótesis son contrastadas utilizando un test de razón de verosimilitud generalizado (Likelihood-ratio test o LR)³.

Modelo 2:

El modelo 2 es el propuesto por Battese y Coelli (1995) en el cual los efectos de ineficiencia técnica se suponen:

$$U_{it} = z_{it} \delta + W_{it} \quad (26)$$

Donde:

z_{it} es un vector ($1 \times M$) de variables explicativas asociadas con los efectos de ineficiencia técnica,

δ es un vector ($M \times 1$) de parámetros a estimar, y

Las W_{it} son un conjunto de variables aleatorias no observables que se suponen i.i.d., que provienen de una distribución normal truncada con media cero y varianza σ^2 , de forma tal que los U_{it} son no negativos (es decir $W_{it} \geq -z_{it}\delta$).

En el presente modelo los efectos de ineficiencia técnica son explicados en términos de variables explicativas que pueden incluir características específicas de las empresas (cuantitativas o cualitativas) o del período. La H_0 de que los efectos de ineficiencia son no aleatorios se expresa como $\gamma = 0$ donde $\gamma \equiv \sigma^2 / (\sigma_v^2 + \sigma^2)$. La hipótesis nula de que los efectos de ineficiencia no están afectados por las variables explicativas z_i se expresa $H_0: \delta' = 0$, donde δ' representa el vector de parámetros δ excluido el intercepto.⁴

² La función de verosimilitud logarítmica de este modelo se presenta en Battese y Coelli (1992).

³ El estadístico LR generalizado, λ , se define $\lambda = -2 \ln[L(H_0)/L(H_1)]$, donde H_0 y H_1 son las hipótesis nula y alternativa respectivamente. Si la H_0 es verdadera, entonces λ se distribuye asintóticamente como una Chi Cuadrado. Si la H_0 incluye a $\gamma = 0$ (como en uno de los casos), entonces λ se distribuye como una Chi Cuadrado combinada (Coelli, 1996).

⁴ Un tercer tipo de modelo (no estimado en el presente trabajo) es el propuesto por y por Huang y Liu (1994) en el cual existen interacciones entre las variables específicas a las empresas (z_i) y las variables que representan a los inputs en la función de frontera estocástica (x_i). Formalmente $U_{it} = z_{it}\delta + z_{it}^*\delta^*$, donde z_{it}^* es un vector que representa las interacciones entre las variables z_{it} y x_{it} y δ^*

Eficiencia Técnica

La eficiencia técnica media puede calcularse suponiendo la distribución de los efectos de la ineficiencia. Si los u_i son i.i.d. como una normal, $N(0, \sigma^2)$ truncada en cero, entonces la eficiencia media es (Coelli et.al. 1998):

$$E[\exp(-u_i)] = 2[1 - \Phi(\sigma_s \sqrt{\gamma})] \exp(-\gamma \sigma_s^2 / 2) \quad (27)$$

La eficiencia técnica para cada firma es definida como: $ET_i = \exp(-u_i)$, sin embargo debe notarse que los efectos de la ineficiencia técnica, u_i son inobservables. Conocidos los parámetros β de la frontera estocástica de producción, sólo la diferencia, $e_i = v_i - u_i$, puede ser observada. El mejor predictor para u_i es la esperanza condicional de u_i , dado el valor de $v_i - u_i$.

Battese y Corra (1988) señalan que el mejor predictor de $\exp(-u_i)$ puede obtenerse utilizando:

$$E[\exp(u_i)] = \frac{1 - \Phi(\sigma_A + \gamma e_i / \sigma_A)}{1 - \Phi(\gamma e_i / \sigma_A)} \exp(\gamma e_i + \sigma_A^2 / 2)$$

Donde $\sigma_A = \sqrt{\gamma(1-\gamma)\sigma_s^2}$; $e_i = \ln(y_i) - x_i \beta$ y $\Phi(\cdot)$ es la función de densidad de una variable aleatoria con una distribución normal estandarizada. La eficiencia técnica estimada en el FRONTIER 4.1 se calcula reemplazando los parámetros desconocidos en la ecuación 5 con sus estimadores MV.

IV.1.- Análisis Empírico **Panel de dos períodos**

En una primera instancia analizamos el panel de 148 productores con información para dos períodos y realizamos estimaciones de fronteras estocásticas de producción siguiendo el modelo tipo 1 de Battese y Coelli (1995). Se consideró una forma funcional de tipo Cobb-Douglas linearizada:

$$\ln Y = \beta_o + \beta_o^* D_{it} + \sum_j \beta_j \ln x_{jit} + V_{it} - U_{it} \quad (29)$$

Donde:

el subíndice i representa al i -ésimo productor, t el año de observación y j es el insumo considerado.

Y representa la producción.

D es una variable dummy para controlar por efectos de localización.

V_{it} y U_{it} son las variables aleatorias descritas anteriormente.

Se realizaron dos estimaciones, utilizando en la primera como variable dependiente el valor del ingreso bruto derivado de las seis actividades específicamente agrícolas de las explotaciones y en la segunda el ingreso total de la explotación, incluyendo aquellos ingresos derivados de actividades no agrícolas. Como variables explicativas se incluyeron los gastos directos (en \$ corrientes), la superficie (en ha.), la mano de obra (en número de personas ocupadas) y el valor de los activos (en \$ corrientes). Se incluyó una variable dummy que asume el valor uno para las empresas localizadas en la región pampeana (Marcos Juárez, Manfredi, Oliveros, Pergamino y Rafaela). En la primera de las

es un vector de parámetros a estimar.

estimaciones las variables explicativas se refieren sólo a la proporción de los insumos dedicados a las actividades agrícolas y en la segunda representan el total de insumos utilizados.

En cada estimación, el modelo de ineficiencia técnica presentado en (19) se define de la siguiente forma:

$$U_{it} = \delta_0 + \delta_1 Z_{1it} + \delta_2 Z_{2it} + \delta_3 Z_{3it} + \delta_4 Z_{4it} + W_{it} \quad (30)$$

Donde:

Z_{1it} es el la superficie total del productor i en el período t .

Z_{2it} es un índice Herfindahl de diversificación de cultivos del productor i en el período t .

Z_{3it} es el cociente entre la superficie cultivada y la superficie total para el productor i en el período t .

Z_{4it} es el cociente entre la superficie propia y la superficie total del productor i en el período t .

El siguiente cuadro resume las variables y datos utilizados en las estimaciones.

Cuadro 5: Definición de variables.

ESTIMACION 1	ESTIMACION 2
Variable Dependiente: IBC: Ingreso Bruto de Cultivos	Variable Dependiente: IBT: Ingreso Bruto Total
Variables Explicativas: GDC: Gastos Directos de Cultivos SC: Superficie Cultivada MOC: Mano de Obra (proporcional a superficie cultivada) AC: Valor de los Activos (proporcional a superficie cultivada) D: Variable Dummy = 1 si es región pampeana	Variables Explicativas: GDT: Gastos Directos Totales ST: Superficie Total MOT: Mano de Obra Total AT: Valor de los Activos Totales D: Variable Dummy = 1 si es región pampeana
EFFECTOS DE INEFICIENCIA	EFFECTOS DE INEFICIENCIA
ST: Superficie Total DIV: Índice de diversificación SC/ST: Ratio de Superficie Cultivada y Superficie Total SP/ST: Ratio de Superficie Propia y Superficie Cultivada	ST: Superficie Total DIV: Índice de diversificación SC/ST: Ratio de Superficie Cultivada y Superficie Total SP/ST: Ratio de Superficie Propia y Superficie Cultivada
Número de Explotaciones (i): 148 ; Periodos (t): 2	

IV.2.- Discusión de Resultados

Las estimaciones máximo-verosímiles de los parámetros correspondientes a las funciones estimadas (1 y 2) se presentan en los cuadros siguientes. En ambas estimaciones los coeficientes de la función de producción presentan los signos esperados, salvo para el caso de la mano de obra en la estimación uno. En cuanto a los efectos de ineficiencia, en el caso del modelo de ingreso de cultivos el signo negativo del coeficiente asociado a DIV indica que una mayor concentración implica una disminución de la ineficiencia, probablemente reflejando los efectos positivos de la especialización.

Sin embargo cuando se modela el ingreso total, este coeficiente asume un valor positivo y por el contrario pasan a vincularse con incrementos de la eficiencia el aumento de la superficie total y de la proporción de superficie cultivada sobre la total.

En ambas estimaciones el LR test para la hipótesis nula de $\gamma=0$ permite rechazar que el modelo de frontera estocástica sea idéntico al modelo determinístico estimado por mínimos cuadrados ordinarios. Es decir que puede afirmarse que una representación tradicional de función de respuesta promedio no resulta una adecuada representación de los datos.

Cuadro 6: ESTIMACIÓN 1. Variable Dependiente: Ingreso Bruto de Cultivos (IBC).

	Coefficiente	Standard-Error	t-Ratio
Constante	0.47174815E+01	0.41670043E+00	0.11321038E+02
GDC	0.78421281E-01	0.51003550E-01	0.15375651E+01
SC	0.10439634E+01	0.10122326E+00	0.10313473E+02
MOC	-0.76640601E-01	0.87204942E-01	-0.87885616E+00
AC	0.10043621E+00	0.99948434E-01	0.10048803E+01
D	0.15455899E+00	0.47277744E-01	0.32691701E+01
delta 0	-0.56259281E+00	0.21127091E+01	-0.26628977E+00
ST	0.21459220E-01	0.35169983E+00	0.61015725E-01
DIV	-0.63075178E-01	0.21672460E+00	-0.29103839E+00
SC/ST	0.44893576E+00	0.93974793E-01	0.47771934E+01
SP/ST	0.13649139E+00	0.27967246E+00	0.48804015E+00
sigma-squared	0.87070717E-01	0.99017606E-02	0.87934581E+01
gamma	0.20372580E-01	0.37826775E-01	0.53857566E+00

log likelihood function = -0.64897465E+02

LR test of the one-sided error = 0.22254712E+02

with number of restrictions = 6

Critical Value (5%)= 10.6

Cuadro 7: ESTIMACIÓN 2. Variable Dependiente: Ingreso Bruto Total (IBT).

	Coefficiente	Standard-Error	t-Ratio
Constante	0.42138322E+01	0.61895052E+00	0.68080275E+01
GDT	0.32916750E+00	0.45146436E-01	0.72911073E+01
ST	0.28032038E+00	0.15895889E+00	0.17634772E+01
MOT	0.94089925E-01	0.50117696E-01	0.18773793E+01
AT	0.20189043E+00	0.28012484E-01	0.72071591E+01
D	0.11450868E+00	0.86497486E-01	0.13238383E+01
delta 0	0.32957144E+00	0.20433205E+01	0.16129209E+00
ST	-0.15703484E+00	0.17413069E+00	-0.90182172E+00
DIV	0.43420870E+00	0.90618040E+00	0.47916364E+00
SC/ST	-0.41717221E-01	0.14658439E+00	-0.28459525E+00
SP/ST	0.37309399E+00	0.77196609E+00	0.48330360E+00
sigma-squared	0.19190615E+00	0.22447522E+00	0.85491014E+00
gamma	0.45393011E+00	0.71294038E+00	0.63670135E+00

log likelihood function = -0.12198648E+03

LR test of the one-sided error = 0.11222891E+02

with number of restrictions = 6

Critical Value (5%)= 10.6

Eficiencia Técnica

Para cada uno de los modelos estimados se predijeron los efectos de ineficiencia técnica individual. En el Gráfico 13 se muestra el número de productores en cada uno de los deciles de eficiencia técnica estimada para el segundo año de las observaciones correspondientes al modelo con ingreso de cultivos como variable dependiente. El Gráfico 14, en tanto, muestra la misma información pero para el modelo de ingreso total de la explotación.

La eficiencia promedio para el modelo de ingreso de cultivos alcanza al 93%, mientras que para el modelo de ingreso total es del 80%. En ambos casos se observa que, de acuerdo a las estimaciones, las explotaciones se encuentran en un nivel cercano a la frontera de eficiencia. Es interesante notar que en ambos casos todas las explotaciones presentan un nivel de eficiencia superior al 50% y que la distribución de frecuencias se encuentra concentrada entre niveles de 80 y 100% de eficiencia.

Dado que los datos se observan para dos períodos, es posible analizar también la evolución de la eficiencia media en el tiempo. El Gráfico 15 presenta los niveles de eficiencia promedio para cada modelo en cada uno de los años de la muestra. Podemos ver que, en promedio, la eficiencia se incrementa del primer al segundo año -en ambos casos- en aproximadamente dos puntos porcentuales.

Panel de tres períodos

El panel de tres períodos, si bien más restringido en el número de observaciones de sección cruzada, resulta interesante para explorar la posibilidad de cambio tecnológico y también la evolución de la eficiencia dada su mayor cobertura en el tiempo. Para realizar las estimaciones de la frontera estocástica de producción se consideró primero, a diferencia de la sección anterior, una forma funcional más flexible tal como la translogarítmica generalizada :

$$\ln Y = \beta_0 + \beta^*_0 D_{it} + \sum_j \beta_j \ln x_{jit} + (1/2) \sum_j \sum_k \beta_{jk} \ln x_{jit} \ln x_{kjt} + \beta_t t + \beta_{tt} t^2 + V_{it} - U_{it} \quad (31)$$

Donde:

Y representa la producción

X es un vector de insumos

el subíndice i representa al i-ésimo productor, t el año de observación y j es el insumo considerado.

D es una variable dummy para controlar por efectos de localización.

V_{it} y U_{it} son las variables aleatorias descritas anteriormente.

La variable t captura el efecto del cambio tecnológico en el tiempo y los coeficientes asociados permiten una aproximación del cambio porcentual anual en la producción derivado del cambio tecnológico⁵.

Puede observarse que una forma particular de la función translog presentada es la función Cobb Douglas, la cual supone la presencia solamente de los términos de primer orden. En consecuencia, puede analizarse la adecuación de una representación translog versus una Cobb Douglas restringiendo a cero en la estimación los coeficientes de segundo orden y realizando un LR test.

El modelo de ineficiencia técnica tal como se describió anteriormente se define de la siguiente forma:

⁵ La tasa porcentual anual de cambio en la producción es: $\beta_t + 2t\beta_{tt}$

$$U_{it} = \delta_0 + \delta_1 Z_{1it} + \delta_2 Z_{2it} + \delta_3 Z_{3it} + \delta_4 Z_{4it} + \delta_5 t + W_{it} \quad (32)$$

La estrategia de análisis seguida para el panel de tres períodos consiste en estimar primero una función translog generalizada siguiendo el modelo de Battese y Coelli (1992) (modelo tipo 1), testear la especificación versus una función Cobb-Douglas y luego testear diversas hipótesis acerca del comportamiento de los efectos de ineficiencia. Luego repetimos el procedimiento utilizando el modelo tipo 2 (Battese y Coelli, 1995) donde modelamos explícitamente los efectos de ineficiencia.

Al igual que en la sección anterior realizamos las estimaciones considerando tanto el ingreso total de la explotación como el ingreso derivado exclusivamente de la actividad agrícola. Las variables utilizadas siguen también la misma definición que la presentada previamente.

V.- Resultados

En la Cuadro 8 se presentan los test de hipótesis (LR test) realizados sobre los modelos estimados. Primero, para el modelo de ingreso total, la hipótesis nula para el modelo 1, $H_0: \beta_{ij}=0, i \leq j = 1,2$, que consiste en plantear que la frontera de tipo Cobb-Douglas es una adecuada representación de los datos (dado que se restringen a cero los coeficientes asociados a los términos de segundo orden de la translog) es rechazada. La segunda hipótesis $\gamma=0$ especifica la ausencia de efectos de ineficiencia técnica y también es rechazada, es decir que una función de respuesta tradicional (función de producción estimada por OLS) no sería adecuada. Por otra parte, las hipótesis siguientes $\eta=0$ y $\mu=0$, que los efectos de ineficiencia son invariantes en el tiempo y que tienen una distribución semi normal, respectivamente, no pueden ser rechazadas. A continuación, se analizan varias hipótesis relacionadas con distintas especificaciones del modelo 2. En primer lugar se evaluó la estimación de una frontera tipo Cobb-Douglas versus una Translog, y se rechaza la H_0 . Luego se plantean las hipótesis de ausencia de efectos de ineficiencia técnica ($\gamma=0$) y que las variables explicativas en el modelo de ineficiencia técnica tienen coeficientes igual a cero ($\delta_1 = \dots = \delta_4 = 0$) y ninguna es rechazada. Dados estas especificaciones y los resultados presentados el modelo preferido es el de tipo 1, con una frontera de translog con efectos de ineficiencia constantes en el tiempo y con una distribución semi normal.

La misma secuencia de especificaciones y tests se presenta en la Cuadro 9 para el ingreso derivado de actividades agrícolas exclusivamente. Nuevamente el modelo de tipo 1, una función translog con efectos invariantes en el tiempo y distribución semi normal parece resultar el más adecuado para la estimación. Puede notarse que en el caso del modelo 2 no puede rechazarse la hipótesis nula de la existencia de efectos de ineficiencia (deltas iguales a cero), sin embargo los resultados de la estimación no son satisfactorios desde el punto de vista de la significación y signos obtenidos de los coeficientes. Por este motivo preferimos, al igual que antes, el modelo de tipo 1.

Los resultados completos de la estimación de estos dos modelos (Estimaciones 3 y 4) se presentan en las Cuadros 10 y 11.

Es interesante notar el efecto captado por las variable de cambio tecnológico que en ambos casos muestra que la tasa de crecimiento o el desplazamiento de la frontera alcanza valores aproximados al 25% anual.

Cuadro 8: Test de Hipótesis sobre los modelos estimados para el Ingreso Total

Hipótesis Nula	Loglikelihood	λ	Valor Crítico ($\alpha=0.05$)	Decisión (LR Test)
Modelo 1 Función Translog	-2.11			
$H_0: \beta_{ij}=0, i \leq j = 1,2$ (Cobb-Douglas)	-16.20	28.18	19.67	Se rechaza H_0
$H_0: \gamma = 0$ (Dado $\beta_{ij} \neq 0, i \leq j = 1,2$)	-9.95	15.67	6.25*	Se rechaza H_0
$H_0: \eta = 0$ (Dado $\beta_{ij} \neq 0, i \leq j = 1,2$)	-3.60	2.98	3.84	No se rechaza H_0
$H_0: \mu = 0$ (Dado $\beta_{ij} \neq 0, i \leq j = 1,2$)	-2.47	0.72	3.84	No se rechaza H_0
Modelo 2 Función Translog	-5.51			
$H_0: \beta_{ij}=0, i \leq j = 1,2$ (Cobb-Douglas)	-17.37	23.70	21.02	Se rechaza H_0
$H_0: \gamma = 0$ (Dado $\beta_{ij} \neq 0, i \leq j = 1,2$)	-9.95	8.88	12.01*	No se Rechaza H_0
$H_0: \delta_1 = \dots = \delta_4 = 0$ (Dado $\beta_{ij} \neq 0, i \leq j = 1,2$)	-6.91	2.8	11.07	No se Rechaza H_0

*En este caso el λ se distribuye como una Chi cuadrado combinada.

Cuadro 9: Test de Hipótesis sobre los modelos estimados para el Ingreso proporcional a la Superficie Cultivada.

Hipótesis Nula	Loglikelihood	λ	Valor Crítico ($\alpha=0.05$)	Decisión (LR Test)
Modelo 1 Función Translog	-19.36			
$H_0: \beta_{ij}=0, i \leq j = 1,2$ (Cobb-Douglas)	-34.94	31.18	19.67	Se rechaza H_0
$H_0: \gamma = 0$ (Dado $\beta_{ij} \neq 0, i \leq j = 1,2$)	-33.15	27.59	6.25	Se rechaza H_0
$H_0: \eta = 0$ (Dado $\beta_{ij} \neq 0, i \leq j = 1,2$)	-19.89	0.88	3.84	No se rechaza H_0
$H_0: \mu = 0$ (Dado $\beta_{ij} \neq 0, i \leq j = 1,2$)	-19.79	0.86	3.84	No se rechaza H_0
Modelo 2 Función Translog	-13.00			
$H_0: \beta_{ij}=0, i \leq j = 1,2$ (Cobb-Douglas)	-27.16	28.32	19.67	Se rechaza H_0
$H_0: \gamma = 0$ (Dado $\beta_{ij} \neq 0, i \leq j = 1,2$)	-33.15	40.31	12.01	Rechazo de H_0
$H_0: \delta_1 = \dots = \delta_4 = 0$ (Dado $\beta_{ij}=0, i \leq j = 1,2$)	-21.46	16.90	11.07	Rechazo de H_0

*En este caso el λ se distribuye como una Chi cuadrado combinada.

Eficiencia Técnica

Para cada uno de distintos modelos estimados se predijeron los efectos de ineficiencia técnica individual. Para los dos modelos elegidos la eficiencia media calculada fue de 0.81 y 0.77 respectivamente. En general la distribución es similar a la obtenida para el panel de dos observaciones con todos los productores por encima del 50% de eficiencia y en general agrupados en altos niveles de eficiencia.

En síntesis, a partir de las estimaciones puede decirse que en los tres años bajo análisis se observa un importante efecto de cambio técnico (o aumento de ingreso no explicado por el aumento de insumos), es decir de desplazamiento de la frontera de producción, mientras que la eficiencia se mantiene constante a lo largo del tiempo en valores cercanos al 80%. Esto implicaría que los productores no incrementan su eficiencia relativa promedio, sin embargo se mantienen siempre medianamente cerca de la frontera a medida que esta se desplaza.

Cuadro 10: ESTIMACIÓN 3. Variable Dependiente: Ingreso Bruto de Cultivos (IBC).

Translog modelo 1 sin efectos de ineficiencia

Ineficiencia invariante en el tiempo ($\eta=0$)

Distribución de los u normal truncada en o ($\mu=0$)

	coefficient	standard-error	t-ratio
Constante	0.11240367E+02	0.60015112E+01	0.18729228E+01
GDT ²	0.14595421E+00	0.75591451E-01	0.19308296E+01
ST ²	-0.93446435E-01	0.10638912E+00	-0.87834576E+00
MOT ^T	0.23930290E+00	0.14363626E+00	0.16660341E+01
AT ²	0.43152025E-01	0.30281153E-01	0.14250456E+01
GDT*ST	0.82553036E-02	0.17170018E+00	0.48079762E-01
GDT*MOT	-0.43248440E+00	0.14158843E+00	-0.30545180E+01
GDT*AT	-0.80913448E-01	0.72864478E-01	-0.11104649E+01
ST*MOT	0.25060228E+00	0.15002763E+00	0.16703741E+01
ST*AT	-0.58914542E-02	0.10371683E+00	-0.56803261E-01
MOT*AT	0.92043462E-01	0.10623021E+00	0.86645276E+00
GDT	-0.13334205E+01	0.10339945E+01	-0.12895819E+01
ST	0.82244048E+00	0.13722437E+01	0.59933997E+00
MOT	0.20987212E+01	0.13909144E+01	0.15088788E+01
AT	-0.18586107E-01	0.69542993E+00	-0.26726067E-01
D	-0.12912202E-01	0.75331681E-01	-0.17140467E+00
T	0.51386348E+00	0.15494809E+00	0.33163589E+01
T ²	-0.12957796E+00	0.38257583E-01	-0.33869876E+01
sigma-squared	0.11783160E+00	0.28549612E-01	0.41272575E+01
gamma	0.62021321E+00	0.12003862E+00	0.51667805E+01
mu is restricted to be zero			
eta is restricted to be zero			
log likelihood function = -0.40581090E+01			

Cuadro 11: ESTIMACIÓN 4. Variable Dependiente: Ingreso Bruto de Cultivos (IBC).

Translog modelo 1 sin efectos de ineficiencia Ingreso cultivos

Ineficiencia invariante en el tiempo ($\eta=0$)

Distribución de los u normal truncada en o ($\mu=0$)

	coefficient	standard-error	t-ratio
Constante	-0.41881435E+01	0.66226967E+01	-0.63239247E+00

GDC ²	0.11578221E+00	0.87905209E-01	0.13171258E+01
SC ²	-0.88856771E-01	0.13344743E+00	-0.66585599E+00
MO ²	0.10805681E+00	0.14687799E+00	0.73569098E+00
AC ²	0.14091821E-01	0.39213660E-01	0.35936001E+00
GDC*SC	-0.76137489E-01	0.20714443E+00	-0.36755749E+00
GDC*MO	-0.60117207E-01	0.18531859E+00	-0.32439923E+00
GDC*AC	-0.27301855E+00	0.83378647E-01	-0.32744421E+01
SC*MO	0.10208479E-01	0.23275844E+00	0.43858685E-01
SC*AC	0.33422292E+00	0.11585018E+00	0.28849581E+01
MO*AC	-0.47710469E-01	0.10071379E+00	-0.47372329E+00
GDC	0.19484327E+01	0.11133780E+01	0.17500191E+01
SC	-0.21837538E+01	0.14899346E+01	-0.14656709E+01
MO	0.99826419E+00	0.13337476E+01	0.74846560E+00
AC	0.94995559E+00	0.92416104E+00	0.10279113E+01
D	0.31051223E+00	0.80888081E-01	0.38387884E+01
T	0.49447967E+00	0.16816190E+00	0.29404977E+01
T ²	-0.12161046E+00	0.41658877E-01	-0.29191968E+01
sigma-squared	0.16960848E+00	0.38841125E-01	0.43667241E+01
gamma	0.69445322E+00	0.85583041E-01	0.81143788E+01
mu is restricted to be zero			
eta is restricted to be zero			
log likelihood function =	-0.20100510E+02		

V.- Conclusiones

Considerando que el origen de los datos está dado por un programa de intervención pública para asistir técnicamente a empresas agropecuarias pequeñas y medianas, debe tenerse en cuenta que el primer año de lanzamiento del programa se empleó, mayoritariamente, para consolidar los grupos, realizar los diagnósticos de las empresas individuales y elaborar el plan de desarrollo de cada una, junto con la identificación de los objetivos comunes del grupo (INTA, 1996). Este estudio, entonces, se focaliza en información relevada a partir del segundo año del programa, ya que puede suponerse que a partir de ese momento deberían empezar a evidenciarse los efectos o contribuciones del mismo.

Una evidencia de este punto de partida relativamente homogéneo, lo da el hecho que las estimaciones de fronteras estocásticas muestran que la gran mayoría de los productores tienen un nivel de eficiencia inicial elevado. Esto resulta un aspecto importante para resaltar, ya que mostraría que -dadas las tecnologías disponibles- los productores realizaban en promedio una buena asignación de los recursos y que existían posibilidades de mejoramiento de la eficiencia no superiores al 10/20%.

Por otro lado, el programa tuvo, particularmente al principio, un fuerte componente de capacitación, tanto a los Asesores como a los productores directamente. Los temas eran, básicamente, orientados a Producción Animal; Producción Vegetal; Dinámica Grupal; Gestión y Planificación; Comercialización, Mercados y Créditos; y Asociativismo y Otros. Algunas experiencias regionales indican que los temas referentes a aspectos técnicos-productivos (Producción Animal y Producción Vegetal) ocuparon el 46% de la capacitación (INTA, 1996)

Esta mejora en capital humano, con énfasis en aspectos productivos, debería traducirse –

como se observó- en altos índices de eficiencia y mejoras a lo largo del tiempo, bajo el supuesto de que la frontera de producción no se hubiera movido. En este sentido, las estimaciones que se desprenden del modelo de tres períodos muestran que, en realidad, la frontera es consistente con la representación de un “blanco móvil”, tal como sugiere T.W. Schultz (1975).

Sobre este punto, si bien se observó en el modelo de dos períodos una tendencia positiva en la eficiencia, la misma fue modesta. Cuando se extiende el horizonte a un tercer período, no se encuentra evidencia que soporte la existencia de dicha tendencia. Lo que sí aparece como un resultado robusto, es el alto nivel de eficiencia promedio.

En consecuencia, podría pensarse que la evidencia presentada va en favor de considerar que la contribución al aumento de productividad se origina en el cambio tecnológico y no en mejoras relativas de eficiencia. Cabe preguntarse, entonces, si estos cambios aparecen como exógenos o endógenos al programa. La ausencia de un grupo “control” impidió, en este estudio, formalizar dicha hipótesis.

En síntesis, las estimaciones obtenidas son consistentes con las características del Programa y ofrecen una nueva dimensión de análisis para evaluar intervenciones o políticas sectoriales.

VI.- Anexo gráficos

Grafico 1: Rendimiento de Maiz por campaña y por zona

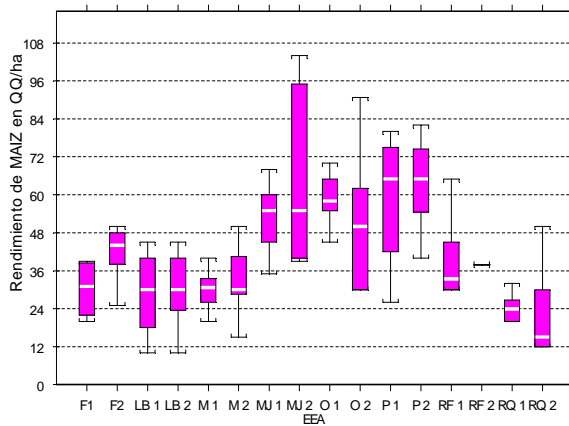


Grafico 2: Rendimiento de Soja por campaña y por zona

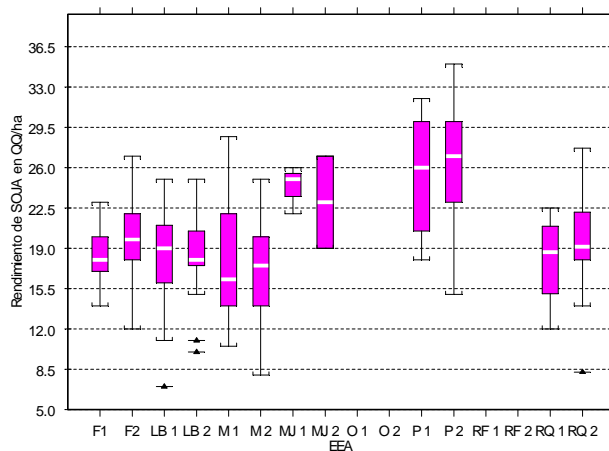


Grafico 3: Rendimiento de Trigo por campaña y por zona

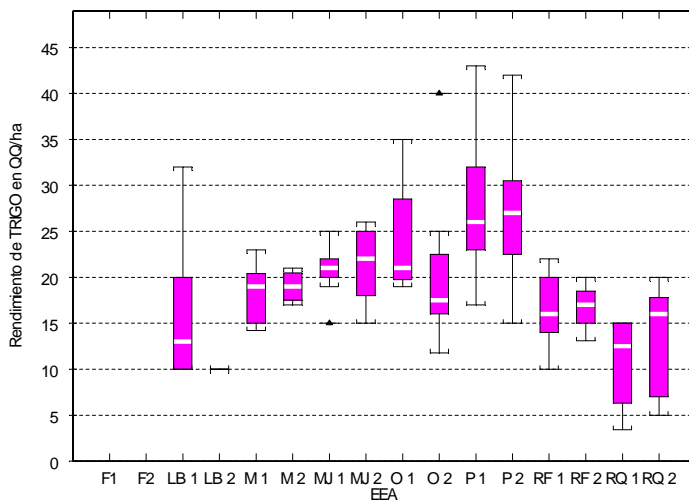


Grafico 4: Precio de Maíz por campaña y por zona

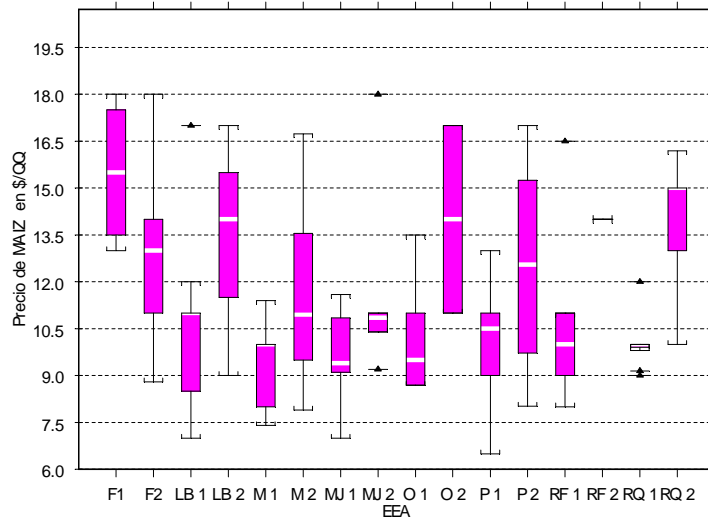


Grafico 5: Precio de Soja por campaña y por zona

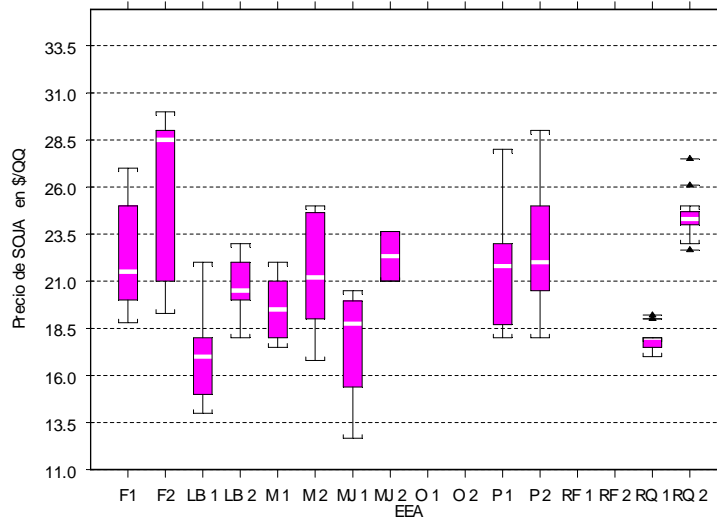
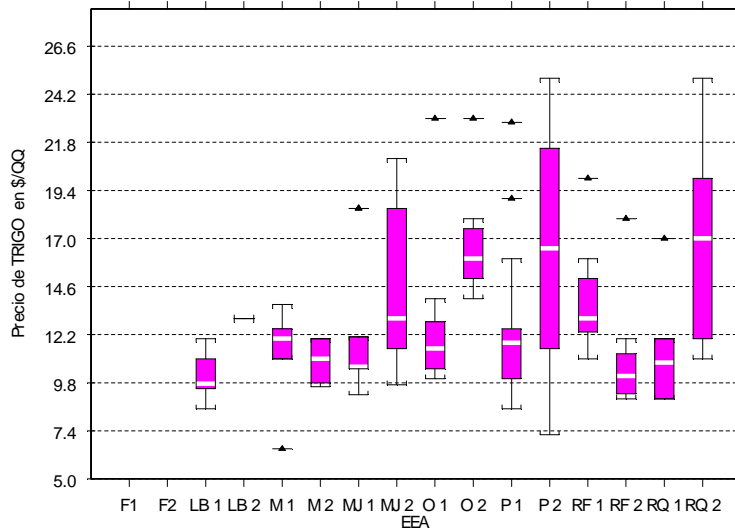


Grafico 6: Precio de Trigo por campaña y por zona



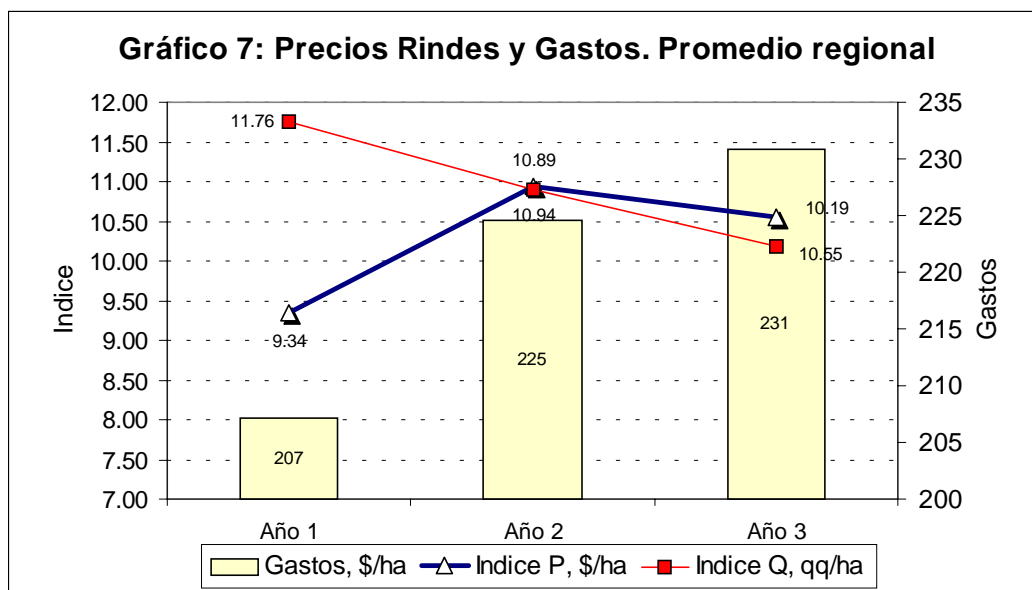
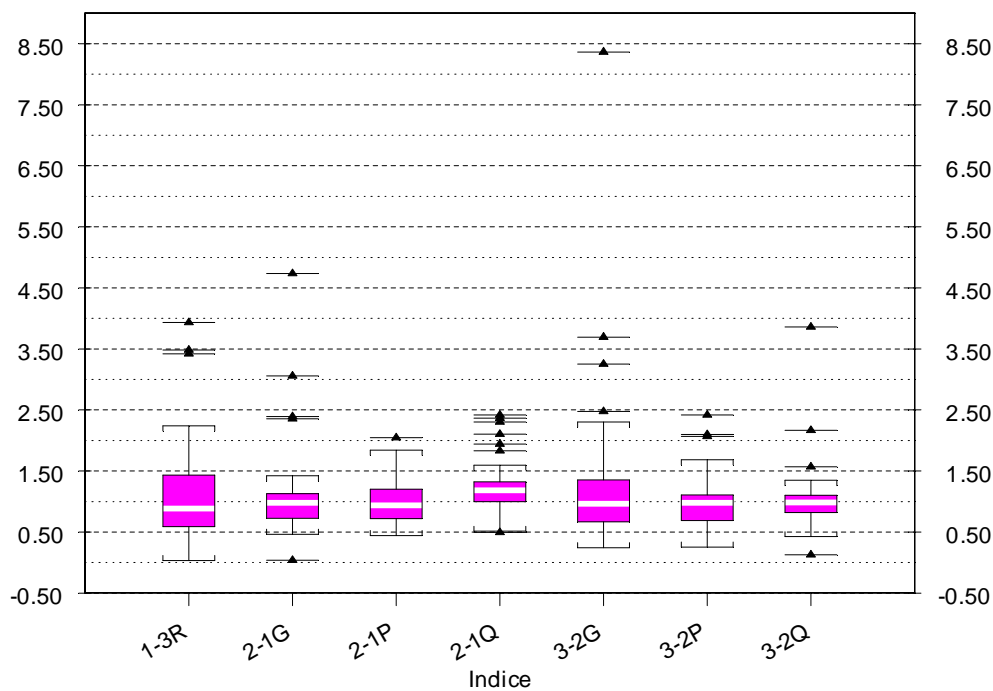


Gráfico 8: Descomposición de los efectos anuales para la tasa de retorno en dos períodos



VII.- Referencias

Battese, G. S. ; Coelli (1995). *A Model of Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data*. Empirical Economics. No 20. p. 325-332.

Bocchetto, R. M. *Dos Años de Cambio Rural: Reconversión Productiva, Reingeniería Institucional y Competitividad de las PyMES Agropecuarias*. INTA. Unidad de Coordinación Cambio Rural. (1996).

Coelli, T. J. (1996). *A Guide to FRONTIER Versión 4.1: A Computer Program for the Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation*. CEPA Working Paper 96/07, Centre for Efficiency and Productivity Analysis, University of New England, Armidale.

INTA. *Dos Años de Cambio Rural en el CERBAS*. INTA. Centro Regional Buenos Aires Sur. (1996).

INTA. *Sistema de Seguimiento y Evaluación de Impacto. Cuarta Parte. Impacto Años 0-4*. INTA. Centro Regional Chaco - Formosa. (1998)

Schultz, Theodore W. (1975) *The Value of the Ability to Deal with Disequilibria*. Journal of Economic Literature, vol 13:3, 827-846.

S-PLUS Programmer's Guide – Version 4.0, Data Analysis Products Division, MathSoft, Seattle, WA, USA (1997).