

Tipo de documento: Tesis de Maestría



Departamento de Economía. Maestría en Economía Aplicada
**Régimen de Tenencia de la Tierra y Eficiencia
Técnica: Un análisis mediante Fronteras
Estocásticas de Producción.**

Autoría: Franetovich, Esteban

Año: 2024

¿Cómo citar este trabajo?

Franetovich, E. (2024) "*Régimen de Tenencia de la Tierra y Eficiencia Técnica: Un análisis mediante Fronteras Estocásticas de Producción.*". [Tesis de Maestría. Universidad Torcuato Di Tella].

Repositorio Digital Universidad Torcuato Di Tella

<https://repositorio.utdt.edu/handle/20.500.13098/13232>

El presente documento se encuentra alojado en el Repositorio Digital de la Universidad Torcuato Di Tella bajo una licencia Creative Commons Atribución-No Comercial-Compartir Igual 4.0 Argentina (CC BY-NC-SA 4.0 AR)

Dirección: <https://repositorio.utdt.edu>

**Régimen de Tenencia de la Tierra y Eficiencia
Técnica:
Un análisis mediante Fronteras Estocásticas de
Producción.**

**Maestría en Economía Aplicada
Universidad Torcuato Di Tella**

Alumno: Esteban Franetovich

Legajo: 21R1965

Tutor: César Ciappa

5 de junio de 2024

Índice

1.Introducción.....	3
2.Marco teórico de los contratos Agrarios.....	4
2.1. Contratos y desarrollo económico.....	4
2.2. Sector agropecuario y mediciones de productividad	9
3. Modelo Teórico: Fronteras Estocásticas de Producción.	11
4.Datos y Modelo Empírico	13
5. Resultados	17
6. Conclusión.....	19
7.Bibliografía.....	20

ANEXO - Visualización analítica y gráfica de la “*Ineficiencia Marshalliana del Sharecropping*”

Resumen

El objetivo de los productores agropecuarios es maximizar beneficios. Sin embargo, existe un debate en la literatura respecto a posibles diferencias de eficiencia y productividad entre quienes arriendan la tierra y quienes producen en campo propio, debido a la existencia de problemas de incentivos. Este trabajo realiza un análisis exploratorio para evaluar posibles diferencias de productividad por régimen de tenencia del suelo, a partir de datos productivos correspondientes a una muestra de partidos/departamentos de la Región Pampeana. Para ello, se utiliza el modelo de Fronteras Estocásticas de Producción basado en Coelli *et al.*, (2005) con microdatos del Censo Nacional Agropecuario 2018 (CNA,2018) y datos de producción de la Secretaría de Agricultura, Ganadería y Pesca de la Nación, a nivel de partido/departamento. Se estiman fronteras estocásticas para cada cultivo controlando por la tasa de arrendamiento y se encuentra que esta variable tiene un efecto no significativo en la producción de trigo, y negativo y significativo en las fronteras de maíz, soja y girasol.

1.Introducción

La producción agropecuaria forma parte de las Manufacturas de Origen Agropecuario (MOA) y de los productos primarios que representan el 36.1 % y el 14.1% de las exportaciones argentinas (INDEC, 2023). En ese contexto cobra relevancia el análisis económico de la estructura contractual que predomina en la agricultura argentina. En particular, es importante comprender si la agricultura bajo contrato tiene algún efecto sobre los incentivos y el comportamiento económico de los agentes, y como impactan esos incentivos en la productividad del sector.

El estudio de la eficiencia en la asignación de recursos en el agro argentino¹ resulta interesante en el marco de la separación entre propiedad y control de la tierra, ya que aproximadamente el 68,2% de la superficie cultivable se trabaja sobre tierras de terceros, y el 31.8 restante sobre tierras propias (SAGyP, 2024). Esta elevada participación del arrendamiento vuelve oportuna una controversia vigente en la literatura económica, en torno a la idea de que propietarios y arrendatarios de la tierra podrían enfrentar diferentes incentivos, con potenciales consecuencias sobre la eficiencia asignativa y productiva de la empresa agraria. En particular, ello estaría vinculado al problema de incentivo que enfrentan quienes alquilan para poder alcanzar una asignación óptima de factores productivos sobre la tierra que no es de su propiedad.

En este marco, se pretende estudiar si existen diferencias en los resultados productivos entre el propietario-productor y el arrendatario. La hipótesis que sostiene este trabajo es que no deberían encontrarse diferencias significativas de eficiencia y productividad entre los sistemas de producción, controlando por recursos naturales, por la tecnología y el factor climático.

El trabajo se organiza en las siguientes secciones: La sección 2 comienza por el marco conceptual, 2.1 explica al contrato de alquiler como un arreglo institucional y su vinculación con el desarrollo económico. Continúa con la teoría del principal-agente aplicada al caso de propietario-arrendatario y sus implicancias en la elección entre las distintas alternativas contractuales. Incluye también los problemas de incentivos específicos y su impacto en la eficiencia y la productividad. La sección 2.2 revisa algunos conceptos de productividad y su medición en el sector agropecuario. La sección 3 desarrolla el modelo teórico de fronteras estocásticas de producción, que permite obtener de manera complementaria una variable de eficiencia técnica, para luego comparar por subzonas. La sección 4 describe los datos y el modelo empírico a utilizar. La sección 5 exhibe los resultados del modelo, la estimación de las fronteras y de las medidas de eficiencia técnica. Finalmente, la sección 6 presenta las conclusiones.

¹ Gale Johnson, uno de los economistas más influyentes en el área del desarrollo económico y la economía agraria, afirma que la fortaleza de una nación se desprende del tamaño y de la riqueza de su población no agrícola, pero que a su vez esta población puede ser numerosa y productiva, solo si la población campesina produce suficientemente más de lo que necesita para abastecerse a sí misma. En este contexto, resalta la importancia de la naturaleza y las condiciones bajo las cuáles se opera y se ocupa la tierra (Johnsn,1950).

2.Marco teórico de los contratos agrarios

2.1. Contratos y desarrollo económico

Siguiendo a De Janvry y Sadoulet, (2016), las instituciones, en tanto normas que regulan el comportamiento humano y las interacciones sociales, son factores relevantes en el éxito y el fracaso del desarrollo económico. La llamada “Nueva Economía Institucional” (NIE por sus siglas en inglés), explica la emergencia de las instituciones como innovaciones que reducen las fallas de mercado asociadas con los costos de transacción. Estos costos pueden ser originados por la selección adversa, el riesgo moral y los fallos de cooperación. Para la solución de las fallas de mercado mencionadas, la institución elegida debería ser la más eficiente dentro de las alternativas institucionales disponibles entre las partes involucradas en la transacción.

La elección entre los diferentes tipos de contratos de alquiler de la tierra (por salario, explotación por parte del propietario, renta fija y a porcentaje) constituye un ejemplo de razonamiento de la NIE. El contrato de alquiler de la tierra es una elección institucional que involucra una relación principal-agente entre el propietario (principal) y el arrendatario (agente). En este esquema, el principal maximiza sus beneficios sujetos a dos restricciones que deben aplicarse al agente (arrendatario): i) La restricción de compatibilidad de incentivos, que garantiza que el arrendatario maximice su bienestar cumpliendo los términos del contrato, ii) La restricción de participación, la cual debe asegurar que el agente obtenga un nivel de bienestar mayor al de su costo de oportunidad.

En un contrato por renta fija se realiza un pago al propietario a cambio de la explotación del campo, y el mismo es independiente de la cantidad producida. En un contrato a porcentaje, el arrendatario entrega una porción del producto al propietario. Este último arreglo introduce un desincentivo en su esfuerzo laboral y en la aplicación de otros insumos, que no existe en el contrato por renta fija o en el contrato por salario. Esto es lo que en la literatura se conoce como “*Ineficiencia Marshalliana del Sharecropping*”, que fue por primera vez descubierta por Marshall en 1880 (ver Anexo el problema presentado analíticamente).

Sin embargo, esta forma contractual sigue existiendo en las explotaciones agrarias. Ello se comprende por el hecho de que existen otros costos de transacción. Además del problema de incentivos con el insumo laboral, puede haber fallas en los mercados de seguro, en el mercado de crédito, y problemas en la supervisión de otros insumos aplicados a la explotación del predio. En ese sentido, la ineficiencia marshalliana puede ser menor que la ineficiencia ocasionada por las otras fallas, y constituir una solución de “*Second Best*”.

En caso de que los costos vengan asociados al riesgo, suponiendo que el arrendatario realice el pago con alguna combinación de renta fija y aparcería, existe un *trade-off* entre incrementar el porcentaje cedido al propietario y disminuir el riesgo del arrendatario. Por un lado, incrementa el esfuerzo laboral del arrendatario al enfrentar menos riesgo, y por otro lo termina reduciendo al entregar al propietario una porción mayor del producto. De manera que, si el propietario se apropia de un porcentaje mayor del producto, debe a su vez reducir la renta a pagar por el arrendatario para garantizar su restricción de participación en el contrato (De Janvry y Sadoulet, 2016).

De acuerdo con el análisis de Laffont y Matousi, (1995), la posible presencia de restricciones de liquidez también influye en el arreglo entre los agentes, aparte del riesgo moral. Cuanto mayor es la restricción financiera que pesa sobre el arrendatario, menor es su participación en el producto agrícola, y menor es el esfuerzo que dedica al proceso productivo.

Si el agente no puede comprar ninguno de los insumos productivos, entonces acepta trabajar el predio a cambio de un salario. Si en cambio puede afrontar parcialmente los costos de los insumos productivos, entonces acepta el contrato a porcentaje. Condicional sobre el nivel de otros insumos, la participación del arrendatario en el producto puede ir ascendiendo (desde la mitad, a dos tercios y tres cuartos) en función de la disponibilidad de capital de trabajo y de su restricción de liquidez.

Sin restricción de liquidez, los agentes probablemente elijen el contrato de renta fija para eliminar el riesgo moral (Laffont y Matousi, 1995).

Cuando al insumo laboral y a la tierra se adicionan otros como son la supervisión de la producción y la gestión de la explotación, pueden surgir otras fuentes de ineficiencia. Eswaran y Kotwal, (1985) proponen un modelo que asume que el propietario es bueno en la gestión, y que el arrendatario lo es en la supervisión.

Pueden asumirse tres escenarios diferentes que definen la forma contractual: i) El caso de la agricultura altamente mecanizada que reemplaza mano de obra, entonces el propietario gestiona la explotación con trabajadores rurales a través de contratos salariales, tanto la gestión como la supervisión son provistas por el mismo propietario. En la medida en que la actividad es intensiva en mano de obra y aumenta la relevancia de la supervisión en el proceso productivo, se vuelven necesarias las otras dos formas contractuales: ii) Contratos por rentas fija si el costo de oportunidad (ingresos alternativos) del propietario aumentan, iii) Contratos a porcentaje en el que el propietario provee gestión y el arrendatario supervisión. Esto introduce ineficiencia porque cada uno se lleva solo una fracción del producto marginal. No obstante, la ganancia de especialización más que compensa esta ineficiencia por el hecho de que cada uno desarrolla la tarea para la cual tiene ventaja absoluta (Eswaran y Kotwal, 1985).

Uno de los trabajos principales que incorporan el análisis del riesgo en los contratos agrarios es Stiglitz, (1988). De acuerdo con Stiglitz, el "*Sharecropping*" constituye una respuesta racional al problema de incentivos causado por la información imperfecta, y el problema del riesgo ocasionado por la ausencia del mercado de seguros², ello se debe a que termina representando un balance entre riesgo e incentivos. La forma de incentivar el esfuerzo del arrendatario es cediendo una porción mayor del producto. Esta mayor proporción trae ligado un mayor riesgo, por lo que surge un *trade-off* entre riesgos e incentivos que debe enfrentar el arrendatario. El resultado final depende de la elasticidad de la oferta laboral del arrendatario y su grado de aversión al riesgo.

Habida cuenta de la ineficiencia del *Sharecropping*, una alternativa sugerida por la literatura es el *Share Cost* (compartimiento de los costos de los insumos). Este esquema permite aumentar el producto al mejorar los incentivos del arrendatario³ (ver Anexo).

Otros autores plantean que los resultados productivos son independientes del contrato:

Cheung, (1968), sostiene que el argumento de ineficiencia en la asignación de recursos con el *Sharecropping* es ilusorio. Muestra que la asignación de recursos, con derechos de propiedad definidos, es la misma independientemente de que el propietario trabaje la tierra él mismo, contrate los servicios de labranza, o ceda la operación temporal a un arrendatario a cambio del pago de una renta fija o de un porcentaje del producto.

La idea detrás de la afirmación de Cheung es que la competencia por el control de los recursos puede inducir la eficiencia de los contratos. Si el arrendatario produce el cultivo inadecuado, si el porcentaje de producto cedido es demasiado bajo, si el tamaño del predio que arrienda es demasiado grande, o si la cantidad de insumos empleada no es la óptima, el propietario recibe una renta que es inferior a la tasa de retorno del mercado. En ese caso, el propietario realiza sus propios ajustes, busca otro arrendatario o elige otro arreglo contractual.

2 En algunas ocasiones, el productor puede comprar un seguro contra riesgos específicos, tales como la caída de granizo, pero no puede asegurarse contra las fluctuaciones del producto en general. Ello se debe en parte a las fallas de mercado propias de los mercados de seguro, como son la selección adversa y el riesgo moral (Stiglitz, 1988, *op. cit.*).

3 Stiglitz sostiene que un contrato de estas características no sería diferente a uno en el que el propietario y el arrendatario especifiquen en el contrato el nivel de insumos a utilizar. El contrato óptimo que involucre al *Share Cost* debe tener en cuenta la existencia o no de heterogeneidad en las parcelas, ya que, aunque la compra de los insumos puede ser monitoreada, no ocurre lo mismo con su aplicación. Un arrendatario podría revender los insumos comprados por el propietario a otras explotaciones, hasta que se igualen los productos marginales de los insumos (Stiglitz, 1988, *op. cit.*)

Por otro lado, si la participación en el producto por parte del arrendatario es tal que sus ingresos son menores a sus ingresos alternativos, probablemente sus servicios sean contratados por otros propietarios. Al igual que la competencia entre propietarios, la competencia entre arrendatarios puede asegurar que los insumos hayan sido utilizados en la cantidad óptima. Con la observación del producto (o del retorno) se puede averiguar si los términos del contrato han sido cumplidos y si el mismo puede continuar un período más (Cheung, 1968).

Heady, (1947) también considera que el uso eficiente de los recursos por parte de la empresa agraria puede alcanzarse independientemente de que la explotación se dé bajo arrendamiento o bajo propiedad. La eficiencia es independiente también del tipo de contrato, sea este por renta, por el porcentaje del producto cultivado o de las cabezas de ganado producidas.

De acuerdo con Heady, lo que vuelve antieconómico el contrato es si el mismo cumple con alguna de las siguientes condiciones:

i) Una oferta de recursos e insumos que no están relacionados con su productividad marginal. Ello puede afectar la escala de operaciones, de tal forma que la empresa no puede ajustar los ingresos marginales con los costos marginales en el nivel requerido por los precios de mercado.

ii) Si el contrato añade incertidumbre, la tasa a la que el productor descuenta ingresos futuros es mayor y por lo tanto la inversión es menor. La incertidumbre creada no es idéntica en cualquier actividad, y el productor tiende a desviar recursos desde las actividades más riesgosas y prolongadas en el tiempo, a aquellas más cortas con un retorno relativamente más seguro. En este sentido, un factor determinante del riesgo es el tiempo de duración del contrato. Es decir, resulta necesario compensar de alguna manera al arrendatario que desarrolle una actividad cuyos retornos comiencen a percibirse en períodos prolongados y donde el contrato sea de corta duración.

iii) El contrato permite transferencias contables entre diferentes segmentos del negocio, evitando que el productor maximice los beneficios teniendo en cuenta su estructura de costos, asignando recursos hasta que los retornos marginales de cada actividad que realizase se igualen (Heady, 1947).

Johnson, (1950), *op. cit.* fundamenta que la extensión del *sharecropping* como forma contractual, tal como se vislumbra en EE. UU, puede funcionar eficientemente si el contrato es de corta duración. Para este autor, los trabajos previos entre los cuáles se distingue el de Heady, pusieron el foco en el efecto del contrato a porcentaje sobre la asignación de recursos que realiza el arrendatario en el campo, pero no tomaron en cuenta los efectos sobre la cantidad de tierra arrendada. Por otra parte, es posible realizar ajustes al contrato a porcentaje de manera tal que logre los mismos niveles de eficiencia que un contrato por renta fija.

En este esquema, el propietario tiene algunas alternativas para alcanzar el nivel adecuado de rentas: i) Especificar en el contrato cuál es el nivel de esfuerzo requerido por parte del arrendatario (cantidad de trabajo utilizado, método de cultivo, utilización o no de labranza, etc.) , ii) Compartir costos en la misma proporción que se comparte el producto, para que tanto propietario como arrendatario tomen decisiones conjuntas que deriven en la mejor asignación de los recursos iii) Realizar contratos de corta duración, de manera de someter a revisión periódica la performance del arrendatario. Si un comportamiento oportunista o deshonesto por parte del arrendatario afecta negativamente los costos y las chances de localizar un nuevo predio para cultivar, entonces tiene incentivos a cumplir las condiciones del contrato (Johnson, 1950, *op. cit.*).

En un abordaje similar al de Stiglitz, Newbery, (1977) utiliza un modelo teórico basado en el riesgo para explicar la presencia del contrato a porcentaje en diferentes regiones del mundo, e incluso su coexistencia con el contrato por renta fija. Este modelo sugiere que el riesgo no aparece ligado solo al producto, sino también al mercado de trabajo, especialmente en las economías rurales donde el mercado de trabajo es incapaz de garantizar pleno empleo o estabilidad salarial durante la época de cosecha (Newbery, 1977).

Adicionalmente, se destacan otros trabajos en los que también cumple un rol la incertidumbre, y donde el objeto de estudio son las explotaciones rurales de las economías en desarrollo.

Otsuka y Hayami (1988), describen modelos teóricos que explican la existencia del contrato a porcentaje, en condiciones de certidumbre e incertidumbre. Estos modelos destacan la posibilidad de que exista un mecanismo de autoselección entre los arrendatarios. Mediante este mecanismo, los arrendatarios elijen trabajar a cambio de un salario, en caso de poseer un nivel de habilidad empresarial bajo, trabajar a porcentaje, con un nivel de habilidad intermedio, y trabajar a cambio del pago de una renta fija, en caso de poseer un nivel de habilidad elevado. Por otra parte, el propietario puede estipular de antemano la cantidad de tierra disponible para el alquiler. De esa manera logra disuadir de que un arrendatario con poca habilidad acceda al control del campo. Otra posibilidad que determina la adopción del contrato a porcentaje puede ser la necesidad de asegurar el cuidado del suelo⁴.

Los autores afirman que los medios para hacer cumplir los contratos no son triviales, la radicación del propietario en las pequeñas y medianas localidades rurales facilita el cumplimiento del contrato, pues potencia el efecto reputacional sobre el arrendatario en caso de incumplimiento o comportamientos oportunistas (Otsuka y Hayami, 1988).

En otro artículo, Otsuka, Chuma y Hayami (1992) indican que la incidencia de los contratos laborales de largo plazo por salarios fijos, así como la ineficiencia en los contratos a porcentaje, son prevalecientes en economías agrarias en desarrollo⁵ donde la posibilidad de llevar a cabo arreglos contractuales alternativos se encuentra vedada por regulaciones de carácter sociopolítico. Los autores focalizan su estudio en la elección de contratos de los campesinos asiáticos, en un contexto donde predomina la pequeña explotación agropecuaria bajo la gerencia familiar.

En este ámbito, tanto la comunidad como el mercado influyen en la elección del contrato. El escaso desarrollo de la red de transporte y comunicaciones vuelven más costoso el acceso a la información, y determinan que los mercados agrarios se reduzcan a pequeñas comunidades locales. Los mercados de seguros tampoco están desarrollados, en parte porque no es posible distinguir si los resultados productivos son consecuencia de factores climáticos o de la mala gestión de la explotación.

De esta manera, los autores concluyen que : i) Siempre que el principal-propietario encuentre dificultades para monitorear el contrato y los campesinos sean neutrales al riesgo, se elige el contrato por renta fija, si los campesinos son aversos al riesgo, entonces se selecciona el contrato a porcentaje, ii) Cuando más proclive es el ambiente a las opciones de castigo y recompensa, más prevalecientes son los contratos de largo plazo de duración y mayor el incentivo al esfuerzo laboral del campesino, iii) La ineficiencia del contrato a porcentaje solo se registra en áreas donde la posibilidad de elegir entre distintos arreglos contractuales está institucionalmente restringida (Otsuka, Chuma y Hayami, 1992) .

En definitiva, la literatura analizada hasta ahora enfatiza los problemas de información que pueden existir entre las partes contratantes, así como los factores del ambiente que pueden acentuar o atenuar dichos problemas de información y costos de transacción.

Las partes seleccionan voluntariamente el contrato y alinean sus intereses en función del riesgo que acarrea la actividad, la existencia o no de restricciones de liquidez y la información sobre las

⁴ Existe un *trade-off* entre los incentivos a eliminar la ineficiencia *marshalliana* asociada con la sub-utilización de insumos, y los incentivos a garantizar la conservación del suelo cuando el contrato es por renta fija (Allen y Lucke, 2002).

⁵ Es importante la distinción entre las formas de tenencia que se vislumbraron en Europa y Norte América, donde la absorción de mano de obra por parte del sector no agrícola determinó unas elevadas tasas salariales. Estas tasas fueron los *drivers* que condujeron a reemplazar trabajo por maquinaria, transformando a la tecnología cada vez más intensiva en capital, con explotaciones de mayor extensión, sujetas a retornos crecientes a escala. Este panorama contrasta con el que predomina en Asia, en el cual las bajas tasas salariales determinaron que las explotaciones agrarias continúen siendo de tamaño reducido e intensivas en mano de obra (Otsuka, Chuma y Hayami, 1992, *op. cit.*).

habilidades y/o el talento empresarial de los agentes⁶. Para ello, una característica que se vislumbra fundamental es la competencia entre arrendatarios y entre propietarios. Los contratos de corta duración pueden ser eficientes en algunos escenarios productivos, y perjudiciales con otras actividades que acarreen más riesgo. Sin embargo, para que los agentes alineen sus intereses, es preciso que no existan limitaciones o restricciones políticas para elegir entre las diferentes alternativas, ya que cada una puede resultar óptima dependiendo del contexto.

Para finalizar, es preciso señalar que el diseño de los contratos agrícolas no solo puede influir en la productividad corriente del sector, sino también sobre la productividad futura a través del efecto que tiene sobre los incentivos a la conservación de los nutrientes del suelo. Varios trabajos analizan los contratos en economías caracterizadas por la presencia de agricultura moderna, como lo es el llamado “*Corn Belt*” americano y la pradera pampeana, que en líneas generales arrojan las siguientes conclusiones al respecto:

El tamaño de la explotación y la posibilidad de obtener ganancias de escala es más relevante que el régimen de tenencia del suelo para explicar los incentivos a adoptar tecnología conservacionista (Lee y Stewear, [1983] y Gallacher, [2004]). El incentivo a conservar el suelo depende de un *trade off* entre la reducción de la ineficiencia relacionada con la sobreutilización de insumos del contrato por renta fija, por un lado, y la necesidad de reducir los costos de división y control del producto ligado a la aparcería, por otro (Allen y Lucke, 2002). Tanto las prácticas productivas como las de uso y conservación de suelos son similares entre ambos grupos de productores. Si se observan diferencias estas se deben más a un problema de información que de diseño contractual (Brescia y Lema, [2004,2006] y Benito Amaro, [2019]). Las propiedades del suelo en las praderas pampeanas no evidenciaron valores críticos de acidez o pérdidas de materia orgánica y la tecnología avanzó en el sentido de facilitar su cuidado⁷ (Álvarez *et al.*, 2015).

⁶ A esa información sobre el agente *per se*, también puede añadirse información sobre el terreno o la parcela. En el Estado americano de Illinois, se presentó un benchmark de renta del año 2017 basado en el índice de productividad de las parcelas. En ese contexto, el propietario puede esperar que los arrendatarios renegocien un nivel de renta fija acorde a la información que revele el índice de productividad de su campo (Schnitkey, 2017)

⁷ Sin embargo, otros informes recientes sobre la misma cuestión en el Estado de Illinois, USA, plantea que el tipo de contrato probablemente pueda impactar en la adopción de cultivos de cobertura, siendo este más proclive a adoptarse en tierras propias y no alquiladas. Estos cultivos de cobertura generan ganancias ambientales, (dadas por la reducción de emisión de nitrógeno en el agua y la fijación de carbono en el suelo) , y beneficios económicos de largo plazo. En ese contexto se vuelve a señalar el punto de que el arrendatario sería menos proclive a realizar inversiones en conservación debido a la renovación anual del contrato (Schnitkey *et al.*, 2021a, 2021b).

2.2 Sector agropecuario y mediciones de productividad.

Esta subsección pasa revista sobre algunos conceptos de eficiencia y productividad que sirven para evaluar posibles diferencias por régimen de propiedad de la tierra.

Para comenzar a analizar la productividad para cualquier nivel de datos empíricos, es preciso definir algunos conceptos fundamentales. Entre ellos puede distinguirse a la Productividad Parcial y la Productividad Total de Factores, así como las diferentes fuentes que explican los cambios en la productividad.

Como sostienen Nogués *et al.*, (2007) la productividad es medida como el cociente entre el producto y los insumos utilizados. Si una explotación agropecuaria utiliza un único insumo y produce un solo producto, la medida de productividad para el período t , es $\frac{Y_t}{X_t}$. Su tasa de crecimiento está capturada por el siguiente índice:

$$I = \frac{(Y_{t+1}/X_{t+1})}{(Y_t/X_t)} = \frac{(Y_{t+1}/Y_t)}{(X_{t+1}/X_t)}$$

En este caso coinciden los conceptos de Productividad Total de Factores (PTF) y Productividad Parcial de factores. No ocurre lo mismo en los casos en que la firma produzca más de un producto con más de un insumo. La medida simple de productividad parcial es el producto por unidad de factor. El ejemplo más común empleado en el agro es el rendimiento, medido en toneladas por hectárea. Sin embargo, la medida es insuficiente para dar cuenta del efecto conjunto de los factores que pueden estar afectando también este resultado parcial, por ello se vuelve necesaria la medida de Productividad Total de Factores. La PTF también se obtiene de la división de $\frac{Y_t}{X_t}$, siendo en esta oportunidad Y_t un índice agregado de producción, y X_t un índice agregado de insumos.

Es preciso notar que la PTF es la misma que surge del “residuo” en el modelo de crecimiento económico de Solow, en el cual se parte de suponer la siguiente función de producción:

$$y^t = A(t)f(x_1^t, x_2^t)$$

Donde $A(t)$ es el progreso técnico o el estado de la tecnología. Diferenciando y luego despejando este último término, se obtiene:

$$\frac{\dot{PTF}}{PTF} = \frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{y}}{y} - s_1 \frac{\dot{x}_1}{x_1} - s_2 \frac{\dot{x}_2}{x_2}$$

s_1 s_2 son las participaciones de los factores en el producto, y $\frac{\dot{PTF}}{PTF}$ es la parte del crecimiento del producto que no está explicada por el aumento del uso de cada factor, sino por el progreso técnico.

Desde que fuera notado por Schultz, (1956), existe consenso en la literatura de que la mayor parte del crecimiento de la agricultura fue explicado por el cambio tecnológico (Nogués *et al.*, 2007).

Algunos autores analizan la endogeneidad del cambio tecnológico y lo plantean en función de factores institucionales o del entorno económico:

Fulginiti y Perrin, (1997) evalúan los cambios en la productividad agrícola para 18 países en desarrollo en el período 1961-1965, y encuentran que los países que experimentaron las caídas más fuertes en su productividad fueron aquellos que afectaban más a la agricultura con impuestos. En la misma línea, Herrou Aragón, (2007) presenta un modelo de endogeneidad del cambio tecnológico en el sector agropecuario argentino. Muestra que este depende de los precios relativos a los que se enfrenta el sector agropecuario y de las dotaciones de capital y tierra relativas a la mano de obra. Con datos del período 1939-1984, no rechaza la hipótesis nula de la endogeneidad del cambio tecnológico como función de las variables mencionadas. También encuentra un efecto negativo del déficit fiscal.

Sin embargo, las mediciones mencionadas anteriormente, así como la fórmula de la PTF, permiten dar cuenta del aumento de productividad como consecuencia del cambio tecnológico, pero hay otros factores que también explican el cambio de la productividad, los cuales resultan claros cuando la unidad de análisis es la firma.

A nivel de las firmas, si se observa que estas han aumentado su productividad desde un momento del tiempo a otro, ello se puede deber al cambio tecnológico, pero también a la eficiencia técnica, a la explotación de economías de escala, o a una combinación de todas ellas. La eficiencia técnica es el desplazamiento desde un punto ineficiente ubicado en el interior del conjunto de posibilidades de producción, hacia un punto eficiente ubicado en la frontera o en el conjunto. La explotación de economías de escala alude al corrimiento de un punto de la frontera, al punto de máxima productividad posible que se alcanza en la tangente del conjunto de posibilidades de producción (Coelli *et al.*, 2005).

El trabajo de Gallacher *et al.*, (2002) realiza un análisis económico para evaluar si el régimen de tenencia de la tierra fortalece o daña la eficiencia productiva. Los autores relacionan el régimen de tenencia de la tierra con las diferencias en las tomas de decisiones de los agricultores en Argentina y Estados Unidos, condicionados por distintos ambientes institucionales, aprovechando las características agronómicas similares de ambos países. Allí sugieren que el alquiler de la tierra agrícola es más relevante en EE. UU. que en Argentina. Asimismo, señalan que en países en desarrollo como la Argentina, el propietario de la tierra explota ventajas derivadas de la posesión de la tierra, en particular, se encuentra menos restringido al acceso al crédito, pudiendo hacer frente fácilmente al riesgo que acarrea la volatilidad de producto y de precios. Por otro lado, el bajo costo de oportunidad que enfrenta el propietario en actividades fuera de la agricultura lo llevan a la necesidad de seguir operando su campo, realizando tareas estrictamente vinculadas al “*managment*”, evitando el aumento del alquiler de tierras y las ganancias de especialización que derivan de la labor de los individuos expertos en la producción agrícola (Gallacher *et al.*, 2002).

Los autores sostienen que el incremento en las cantidades de tierras alquiladas puede derivar potencialmente en mayor competencia por las tierras y mayor eficiencia productiva. El alquiler de tierras facilita la movilidad de factores, (trabajo, capital, recursos de gestión), entre regiones productivas y explotaciones agropecuarias. Ello eventualmente también conduce a la igualación de los retornos marginales entre firmas de diferentes regiones, lo que mejora la eficiencia asignativa de los factores de producción, y la productividad agregada de la economía (Gallacher *et al.*, 2002, *op. cit.*).

En lo que resta del trabajo, se utilizan datos a nivel de partido/departamento, para estimar una frontera de producción estocástica de los cuatro cultivos principales de la Pampa Húmeda, mediante la cual se deriva una variable de eficiencia técnica. Esta variable es resultado de la estimación y se presenta de manera complementaria con las fronteras.

La frontera de producción utilizada tiene la particularidad de controlar por el régimen de tenencia, a partir de una variable que se construye como el cociente entre el total de superficie arrendada sobre el total de la superficie implantada por partido con el cultivo en cuestión. Adicionalmente, considera el factor clima a través de una variable que refleja la diferencia de precipitaciones del partido respecto de un promedio histórico (2000-2018).

El siguiente apartado describe el modelo teórico sobre el que se basa la frontera a estimar.

3. Modelo teórico: Fronteras Estocásticas de Producción.

Este apartado toma como referencia el texto de Aigner, Lovell, y Schmidt, (1977) y Coelli *et al.*, (2005), *op. cit.* De acuerdo con estos autores, el método de fronteras estocásticas es una alternativa paramétrica de estimación que permite tener una dimensión de la eficiencia productiva y asignativa de las firmas. La primera refiere a la máxima cantidad de producto que puede alcanzar la firma con un conjunto determinado de insumos, mientras que la segunda permite dar cuenta de la asignación óptima de insumos dados sus precios relativos.

El modelo de frontera de producción estocástica presenta la siguiente forma funcional:

$$\ln y_i = X_i' \beta + v_i - u_i$$

Donde y_i es el producto de la firma i , X_i' es el vector que contiene el logaritmo de los $k \times 1$ insumos de la firma, β , el vector de parámetros a estimar. La lógica económica detrás de la especificación de este modelo es que la firma está sujeta a dos tipos de shocks aleatorios, con diferentes características. El componente u_i es el error no negativo que refleja la ineficiencia productiva de las firmas, explica que el producto de la firma esté sobre o debajo de la frontera, pero la frontera en sí misma puede variar aleatoriamente a través de las firmas y a través del tiempo como consecuencia del shock aleatorio v_i . Este último puede ser mayor, igual o menor a cero como resultado de eventos externos favorables o desfavorables, tales como el clima, la topografía, el estado de la maquinaria, además de los errores de observación o de medida asociados con la elección de la forma funcional, y la omisión de variables relevantes para el modelo.

Es por ello por lo que la frontera adquiere la denominación estocástica, porque está contenida por encima por la variable estocástica (aleatoria) $e^{X_i' \beta + v_i}$, en la que v_i puede asumir valores positivos o negativos. La frontera oscila entonces en torno al componente determinístico (no aleatorio) de la función: $e^{X_i' \beta}$.

Específicamente, la producción tiende a estar ubicada detrás del componente determinístico, y solo estará por encima cuando el ruido estadístico sea superior en valor absoluto al componente de ineficiencia. La medida más común de eficiencia orientada al producto es el ratio entre el producto de la firma y el producto de la frontera estocástica:

$$TE_i: \frac{y_i}{e^{X_i' \beta + v_i}} = \frac{e^{X_i' \beta + v_i - u_i}}{e^{X_i' \beta + v_i}} = e^{-u_i}$$

Esta medida de eficiencia toma valores entre cero y uno. Mide el producto de la firma i relativo al producto de la firma más eficiente que opera con el mismo vector de insumos. El primer paso para predecir la variable aleatoria TE_i es la estimación de los parámetros de la frontera estocástica.

Para la estimación de los parámetros se asume que el error v_i se distribuye independientemente que u_i , presenta media cero, varianza σ_v^2 (homoscedástico), y no está autocorrelacionado. El componente u_i también presenta varianza constante σ_u^2 y no está autocorrelacionado. El término de ineficiencia u_i se diferencia de v_i porque su media es diferente de cero. En ese contexto, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios genera estimadores sesgados hacia abajo del término de intercepto. Por este motivo se decide estimar el modelo por el método de máxima verosimilitud, donde se asume que u_i presenta una función de densidad de probabilidad media normal (Aigner, Lovell, y Schmidt, 1977, *op. cit* y Coelli *et al.*, 2005, *op. cit*).

La función de máxima verosimilitud es parametrizada a partir de las varianzas de cada error que conforma el término compuesto $v_i - u_i$: $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ y $\lambda^2 = \sigma_u^2 / \sigma_v^2$, de manera que si $\lambda = 0$, no hay efecto de ineficiencia técnica y toda desviación respecto de la frontera obedece al ruido estadístico. De ese modo, la función de máxima verosimilitud es:

$$\ln L(\mathbf{y}|\beta, \sigma, \lambda) = -\frac{1}{2}\ln\left(\frac{\pi\sigma^2}{2}\right) + \sum_{i=1}^I \phi\left(-\frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma}\right) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^I \varepsilon_i^2$$

Donde $\mathbf{y}$ es el vector de logaritmo de producto, $\varepsilon_i = v_i - u_i = \ln y_i - X_i' \beta$ es el término de error compuesto y $\phi(x)$ es la función de distribución acumulada de la variable aleatoria normal estándar valuada en x . La maximización de esta función implica tomar las derivadas primeras de la función respecto a los parámetros desconocidos e igualarlos a cero. Pero en particular las condiciones de primer orden de esta función resultan ser altamente no lineales y no puede ser resuelta analíticamente para los parámetros β, σ, λ . Es por ello que la presente función de verosimilitud se optimiza a través de un método iterativo, que a los fines de este trabajo es realizado con el programa STATA.

La frontera puede graficarse de manera simple con firmas que producen únicamente el producto y_i con el insumo x_i . En esa dirección, la frontera estocástica de producción Cobb-Duglas toma la siguiente forma:

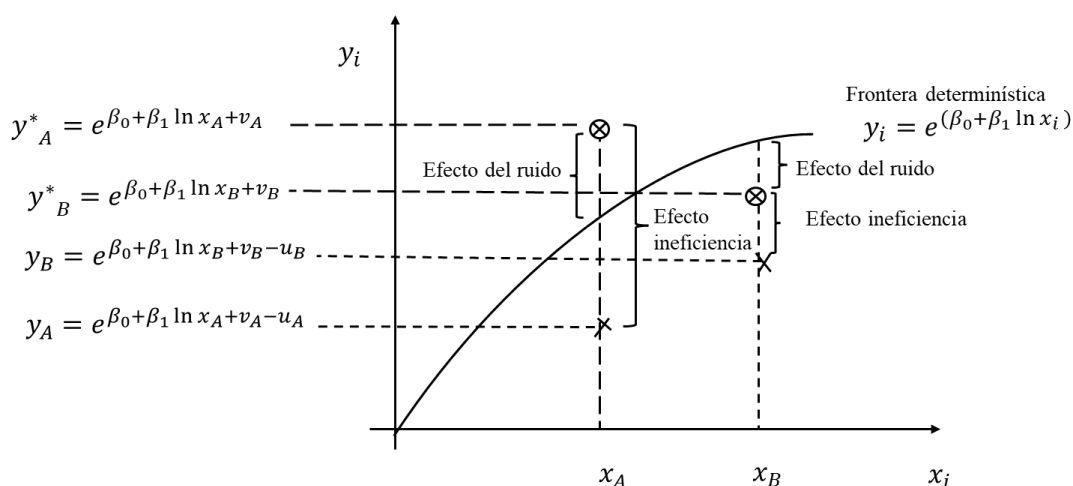
$$\begin{aligned} \ln y_i &= \beta_0 + \beta_1 \ln x_i + v_i - u_i \\ y_i &= e^{\beta_0 + \beta_1 \ln x_i + v_i - u_i} \\ y_i &= \underbrace{e^{(\beta_0 + \beta_1 \ln x_i)}}_{\text{Componente determinístico}} \cdot \underbrace{e^{(v_i)}}_{\text{Ruido}} \cdot \underbrace{e^{(-u_i)}}_{\text{Ineficiencia}} \end{aligned}$$

En el Gráfico 1 se presenta el componente determinístico de la frontera reflejando rendimientos decrecientes a escala. Se grafica el insumo y el producto de dos firmas, con los insumos representados en las abscisas y el producto en las ordenadas. La firma A produce el producto y_A con un nivel de insumo x_A , análogamente, la firma B obtiene el producto y_B con el nivel de insumo x_B . Si el componente de ineficiencia fuese cero para las dos firmas, es decir si $u_A = 0$ y $u_B = 0$, entonces la frontera de producción de cada firma sería:

$$y_A^* = e^{\beta_0 + \beta_1 \ln x_A + v_A} \quad \text{y} \quad y_B^* = e^{\beta_0 + \beta_1 \ln x_B + v_B}$$

La frontera productiva de la firma puede ubicarse por encima del componente determinístico del modelo solo como consecuencia del ruido estadístico, como ocurre con A ($v_A > 0$), mientras que en la firma B se ubica por debajo porque el componente estocástico es negativo ($v_B < 0$). Asimismo, el producto observado de la firma A se ubica por debajo del componente determinístico de la frontera, porque la suma del ruido estadístico y el componente de ineficiencia es negativa ($v_A - u_A < 0$). Un razonamiento análogo le corresponde a la firma B.

Gráfico 1. Frontera estocástica de producción con un insumo.



Fuente: Elaboración propia, en base a Coelli *et al.*, (2005), *op. cit.*

4. Datos y modelo empírico

Los datos empleados para la estimación corresponden a los microdatos del Censo Nacional Agropecuario 2018, en el cual se releva información socioeconómica a nivel de establecimiento agropecuario (EAP). Dado que no fue posible disponer de los datos de producción asociados a cada EAP, se utilizaron los datos de producción a nivel de partidos/departamentos correspondientes a la campaña agrícola 2017-2018, disponibles en la Secretaría de Agricultura Ganadería y Pesca de la Nación. Este motivo llevó a la necesidad de que la unidad de análisis pase a ser el partido/departamento, y no la explotación agropecuaria.

La selección de los partidos se basó en la observación de los ratios de superficie sembrada sobre superficie total del partido/departamento para cada cultivo. Con ese fin se consideraron las provincias de Córdoba, Santa Fe, Buenos Aires, Entre Ríos, La Pampa y San Luis.

En particular, en lo que refiere a los cultivos de Trigo, Maíz y Soja se seleccionaron los partidos/departamentos con ratios de superficie sembrada sobre superficie total mayor al 5%, y para girasol, ratios mayores al 2,5%⁸. Los datos de superficie implantada con cada cultivo por departamento se encuentran junto con los de producción, publicados por la Secretaría de Agricultura Ganadería y Pesca. Los datos de superficie total por departamento se obtienen de las bases disponibles en el Instituto Geográfico Nacional (IGN). Bajo este criterio, la cantidad de partidos seleccionados es de 89 con el cultivo de trigo, 117 con maíz, 135 con soja y 32 con girasol.

El modelo empírico sigue el ejemplo del trabajo de Luccioni y Gatti, (2015) que a los fines de este trabajo se adapta para datos de corte transversal:

$$y_{ij} = \beta_0 + arrend_{ij} + \sum_{k=1}^2 x_{ijk} + deptoscentro_{ij} + difprecip_{ij} + v_{ij} - u_{ij}$$

La variable dependiente es el rendimiento en toneladas por hectárea correspondiente al partido/departamento i , para cada uno de los j cultivos principales, durante la campaña 2017-2018. Las variables independientes x_{ijk} incluyen la cantidad de peones rurales familiares y no familiares ($Peón_{ij}$) y las unidades de tractores ($Trac_{ij}$) por partido y por hectárea, asociadas a

⁸ En el caso del girasol se omitieron de la selección de la muestra cuatro departamentos ubicados en el norte de Santa Fe para separarlos de los treinta y dos distritos restantes del sur de la Provincia de Buenos Aires y el Centro Este de la Pampa, estas últimas regiones típicamente más asociadas a la producción de girasol.

cada cultivo. $deptoscentro_{ij}$ es una variable *dummy* que indica si se trata de partidos ubicados en zonas agronómicas centrales para cada cultivo (Oficina de Riesgo Agropecuario, 1996). La variable $arrend_{ij}$ es el ratio entre la superficie arrendada y la superficie implantada en el partido/departamento i con el cultivo j . Todas las variables cuantitativas están expresadas por hectárea⁹ y en logaritmos.

Adicionalmente, fueron agregadas otras *dummy* presentes en las estimaciones para indicar valores ubicados por encima del percentil noventa y cinco de la distribución de las variables cuantitativas. Este tratamiento particular intenta controlar la posible presencia de valores extremos en la estimación.

La variable $difprecip_{ij}$, fue construida como la diferencia entre el logaritmo del promedio de precipitaciones acumuladas mensuales en mm entre los meses de noviembre de 2017 y febrero de 2018, y el logaritmo del promedio histórico de precipitaciones acumuladas mensuales para cada partido entre los años 2000 y 2018, entre los mismos meses de noviembre y febrero. Los datos para la construcción de esta variable fueron extraídos del sitio Centro de Clima y Riesgo de la Universidad de California, Santa Bárbara. Este sitio dispone de bases con estimaciones de precipitaciones provenientes de mediciones pluviométricas e imágenes satelitales (CHIRPS por sus siglas en inglés).

Dado que en esta fuente no se suministraron datos del departamento de San Salvador (Provincia de Entre Ríos), del partido de Punta Indio (Provincia de Buenos Aires) y del departamento de Juan Martín de Pueyrredón (Provincia de San Luis), debió recurrirse a la base de precipitaciones acumuladas mensuales del Servicio Pluviométrico Provincial de Entre Ríos en el primer caso, y de la Bolsa de Cereales de Córdoba para los dos últimos. Para las localidades de Punta Indio y Juan Martín de Pueyrredón la ventana temporal que se utilizó para obtener el promedio histórico de precipitaciones es más corta, 2015-2018, debido exclusivamente a una restricción de disponibilidad de datos.

La descripción de variables se resume en el Cuadro 1:

Cuadro 1. Descripción de las variables del modelo de Fronteras Estocásticas de Producción

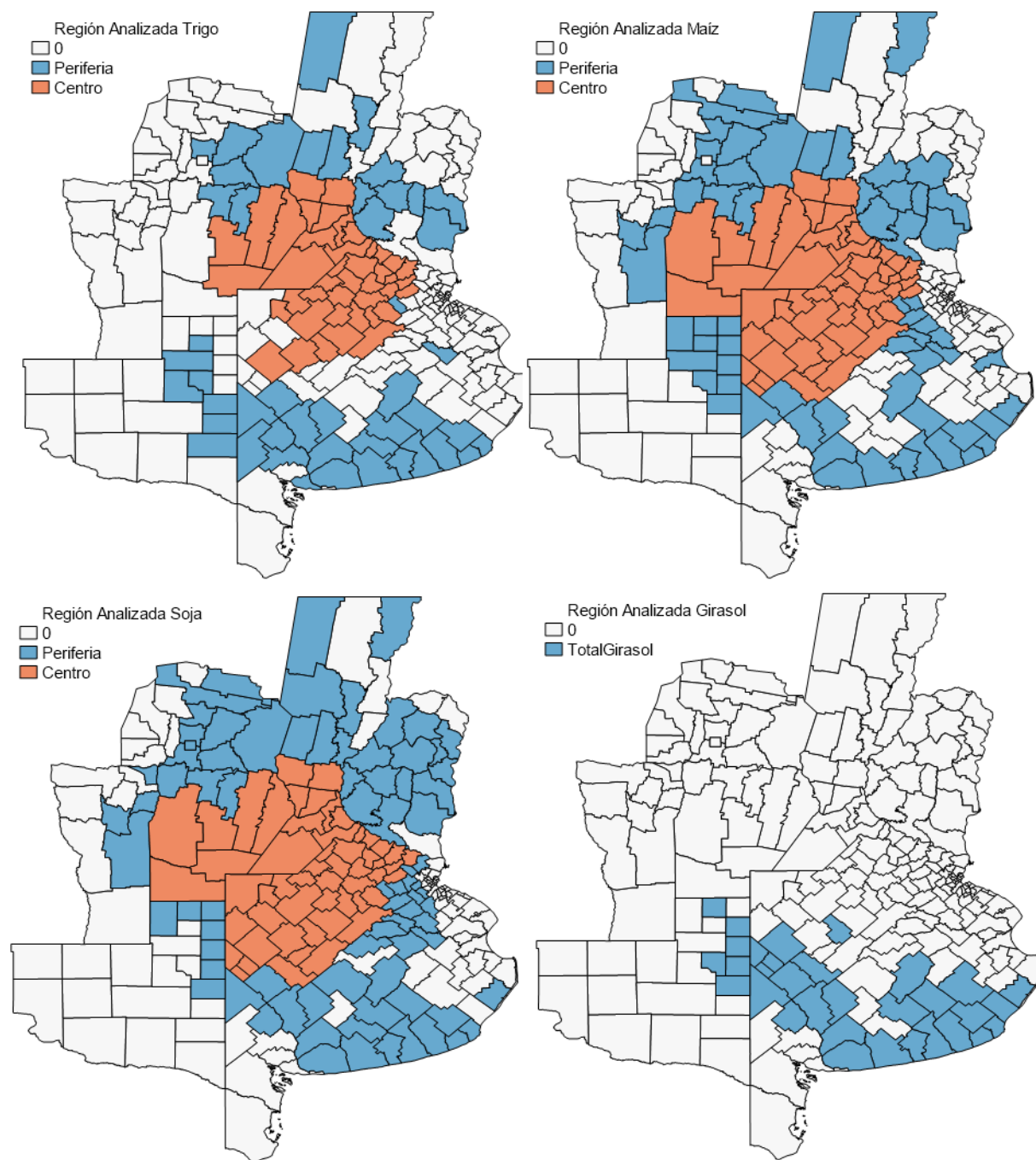
Variable	Descripción
Y_{ij}	Producción/Área implantada (Tn/Ha) por cultivo y por partido/departamento. Campaña 2017-2018.
$arrend_{ij}$	Área arrendada/ Área implantada (Ha/Ha) por cultivo y por partido/departamento. Campaña 2017-2018
$Trac_{ij}$	Tractores/ Área implantada (unidades/Ha) por cultivo y por partido/departamento. Campaña 2017-2018
$Peón_{ij}$	Peones rurales /Área implantada(Hombres/Ha) por cultivo y por partido/departamento. Campaña 2017-2018
$deptoscentro_{ij}$	Dummy que indica si el partido/departamento pertenece a un área geográfica central para cada cultivo.
$difprecip_{ij}$	Diferencia entre el promedio de precipitaciones acumuladas en mm por partido entre 2017-2018 respecto del promedio histórico 2000-2018.

El Gráfico 2 presenta un mapa de la Región Pampeana para cada cultivo. En ellos pueden identificarse los distritos seleccionados, que representan el total de observaciones por cultivo. Mapas con área roja y azul (Trigo, Maíz y Soja) y mapa con área azul (Girasol). En todos los

⁹ Esta medición, como todas las otras expresadas por hectáreas, se obtuvo dividiendo la variable por el total de superficie implantada por partido/departamento.

casos el área roja identifica los partidos del centro del país distinguidos en el modelo por la variable dicotómica *deptoscentro*.

Gráfico 2-Total de observaciones seleccionadas para cada cultivo. Áreas azul y rojas (Trigo, Maíz y Soja) y azul (Girasol).



Fuente: Elaboración propia.

El Cuadro 2 presenta estadísticas descriptivas según partidos/departamentos relevantes para cada cultivo. Como puede observarse, durante la campaña 2017-2018 los rendimientos promedio por hectárea fueron de aproximadamente 6 tn para trigo, 8 tn para maíz, 3 tn para soja y 4 tn para girasol. El mayor promedio de arrendamiento corresponde al cultivo de soja, alcanzando en este caso un 50%, en el resto de los cultivos dicho porcentaje oscila entre el 45% y 47%. El nivel

máximo alcanzado de arrendamiento también corresponde al cultivo de soja, llegando hasta el 90% de la superficie implantada, en el resto de los cultivos esa cifra oscila entre el 77% y el 78%.

Cuadro 2-Estadísticas descriptivas.

Trigo					
Variable	Obs	Mean	Std, dev,	Min	Max
Rendimiento(Tn/Ha)	89	5,930	2,136	1,969	11,660
Área arrendada/ Área implantada (Ha/Ha)	89	0,467	0,144	0,086	0,778
Tractores/ Área implantada (unidades/Ha)	89	0,036	0,016	0,010	0,077
Peones /Área implantada(Hombres/Ha)	89	0,013	0,009	0,001	0,064
Dif precip (2017-2018 contra 2000-2018).	89	-39,940	16,198	-74,000	-8,520
Ln(precip 2017-2018/ precip 2000-2018)	89	-0,473	0,161	-0,880	-0,110
Precip 2017-2018/precip 2000-2018	89	0,631	0,104	0,415	0,896
Maíz					
Variable	Obs	Mean	Std, dev,	Min	Max
Rendimiento(Tn/Ha)	117	8,084	3,400	1,136	19,647
Área arrendada/ Área implantada (Ha/Ha)	117	0,462	0,116	0,167	0,785
Tractores/ Área implantada (unidades/Ha)	117	0,039	0,018	0,006	0,093
Peones /Área implantada(Hombres/Ha)	117	0,018	0,017	0,002	0,172
Dif precip (2017-2018 contra 2000-2018).	117	-38,874	14,789	-66,114	-8,520
Ln(precip 2017-2018/ precip 2000-2018)	117	-0,455	0,154	-0,736	-0,108
Precip 2017-2018/precip 2000-2018	117	0,642	0,102	0,479	0,897
Soja					
Variable	Obs	Mean	Std, dev,	Min	Max
Rendimiento(Tn/Ha)	135	3,343	3,440	0,586	39,829
Área arrendada/ Área implantada (Ha/Ha)	135	0,504	0,134	0,123	0,905
Tractores/ Área implantada (unidades/Ha)	135	0,030	0,015	0,006	0,072
Peones /Área implantada(Hombres/Ha)	135	0,011	0,008	0,001	0,058
Dif precip (2017-2018 contra 2000-2018).	135	-41,321	15,942	-88,746	-8,520
Ln(precip 2017-2018/ precip 2000-2018)	135	-0,482	0,170	-1,054	-0,108
Precip 2017-2018/precip 2000-2018	135	0,627	0,107	0,349	0,897
Girasol					
Variable	Obs	Mean	Std, dev,	Min	Max
Rendimiento(Tn/Ha)	32	4,388	2,443	1,364	10,724
Área arrendada/ Área implantada (Ha/Ha)	32	0,445	0,139	0,222	0,766
Tractores/ Área implantada (unidades/Ha)	32	0,031	0,008	0,011	0,049
Peones /Área implantada(Hombres/Ha)	32	0,015	0,010	0,002	0,050
Dif precip (2017-2018 contra 2000-2018).	32	-22,610	7,312	-35,815	-8,520
Ln(precip 2017-2018/ precip 2000-2018)	32	-0,309	0,101	-0,423	-0,110
Precip 2017-2018/precip 2000-2018	32	0,738	0,077	0,655	0,896

Nota: precip es precipitaciones.

En promedio, la intensidad de uso de los insumos es similar para los cuatro cultivos, de tres a cuatro tractores cada cien hectáreas, y de uno a dos peones cada cien hectáreas. En relación con las precipitaciones, se desprenden tres mediciones: Las diferencias entre el promedio de precipitaciones acumuladas mensuales de noviembre de 2017 y febrero de 2018, y el promedio de precipitaciones acumuladas mensuales del período 2000-2018 para los mismos meses, en milímetros (desvioprecip). Luego se presenta el logaritmo del cociente entre esos dos promedios (difprecip, la variable utilizada en la estimación de las fronteras), y finalmente ratprecip, el mismo cociente sin logaritmo. En todos los cultivos el promedio del desvío de precipitaciones acumuladas mensuales por partidos para la campaña 2017-2018 respecto del promedio histórico fueron negativas, siendo las mayores diferencias para soja, trigo y maíz (-41 mm, -40 mm y -39

mm respectivamente) y el menor para girasol (-23 mm). En otras palabras, para esta campaña el nivel de lluvia fue menor que el registrado en el promedio histórico, con porcentajes que oscilan entre 63% y el 74% del volumen de aquel período.

La sección de resultados presenta y analiza los resultados de la estimación de la frontera estocástica de producción para cada cultivo.

5. Resultados

El análisis por cultivo se expone en el Cuadro 3. Como puede observarse, respecto a la variable de cociente entre superficie arrendada y superficie implantada, el resultado es contrario al esperado. La tasa de arrendamiento resulta ser negativa y significativa en el caso del maíz, la soja y el girasol.

La significatividad de la tasa de arrendamiento en la estimación del modelo con las observaciones de dichos cultivos contrasta con la hipótesis presentada en este trabajo. Las explicaciones pueden girar en torno a las cuestiones teóricas señaladas por la revisión de literatura. En ese sentido, el arrendamiento puede disuadir la utilización óptima de recursos (ej. Inversiones en maquinaria, adopción de tecnología, etc.) al introducir incertidumbre en el arrendatario sobre la certeza de poder apropiarse o no de los retornos de la inversión que en el escenario óptimo debe realizar. Y esa incertidumbre puede estar afectada por la dimensión temporal del contrato y los problemas de información entre el dueño de la parcela y el arrendatario. En esa línea pueden operar otros factores como el grado de disponibilidad de crédito del arrendatario para hacer frente a la volatilidad de producto y de precios.

De cualquier forma, son supuestos que deben ratificarse o descartarse con la disponibilidad de datos en los que se pueda contar con alguna medida de producción individual de cada EAP. De esa manera puede incluso estudiarse cómo la aparcería juega un papel en los resultados productivos, y si efectivamente sus efectos resultan ser no significativos porque constituye una estrategia de *Second Best* para balancear riesgo e incentivos, tal como lo plantean Stiglitz o Allen y Lueck entre otros. Otra variable que resulta significativa es el tractor como proxy de la maquinaria o el capital físico, los cuales exhiben un coeficiente que en promedio es positivo para explicar las toneladas por hectáreas. En el caso del girasol el tractor tiene el signo esperado pero su efecto no es significativo, posiblemente por cuestiones vinculadas estrictamente al tamaño de la muestra seleccionada para ese cultivo. El coeficiente de peón rural tiene un efecto positivo y altamente significativo para el cultivo del maíz, en el resto de los cultivos el coeficiente de peón no tiene el signo esperado y no es significativo en las estimaciones de trigo y girasol-en cuyos casos sus efectos pueden ser ignorados (Wooldridge, 2009) – pero sí es negativo y significativo en soja.

Una explicación puede basarse en el hecho de que, a nivel de departamental, no es posible distinguir cuánto de esos peones están realmente asociados a la agricultura y cuántos a la ganadería. Esta última actividad es relativamente más demandante de mano de obra que la primera, y puede que en la estimación se estén considerando peones rurales que en realidad no resultan relevantes para la producción agrícola pero sí para la producción pecuaria. De allí se desprende otra explicación similar para la significatividad en el impacto negativo de la tasa de arrendamiento para los cultivos en general: Es probable que la estimación no pueda controlar el hecho de que algunos distritos son preponderantemente ganaderos, con tierras arrendadas para la ganadería, por lo que, de nuevo, se estaría evaluando el potencial impacto del arrendamiento sobre el rinde agrícola por hectárea cuando lo adecuado es evaluar sus efectos sobre las cabezas de ganado producidas.

En lo que resta de las variables, el coeficiente de la *dummy* que agrupa a los partidos que detentan las tierras más fértiles, es positivo y significativo, como era de esperar. Finalmente, la variable del desvío del promedio de precipitaciones acumuladas mensuales de la campaña 2017-2018 respecto del promedio histórico 2000-2018, es positivo y significativo para maíz, y positivo pero no significativo para el resto de los cultivos. Respecto a los coeficientes estimados en los modelos

en su conjunto, resultan ser significativos tal como puede verificarse en la prueba de significatividad de Wald.

Por último, los coeficientes son interpretados como elasticidades, es decir, el porcentaje de cambio en la variable dependiente respecto del cambio en uno por ciento de la variable independiente, ello se debe a la especificación de la forma log-log del modelo. En el caso de la variable *arrend*, se interpreta como aumentos en puntos porcentuales, dado que se trata de tasa de arrendamiento (Wooldridge, 2009, *op.cit.*). Así, para la frontera productiva del maíz puede entenderse que frente al aumento de un punto porcentual de la superficie arrendada, las toneladas por hectáreas caerían en -0.066%, si los tractores por cada cien hectáreas aumentan en 1%, la producción aumenta en un 0.025%, si los peones cada cien hectáreas aumentan un 1% las toneladas por hectárea aumentan un 0.18%, y los partidos/departamentos ubicados en el centro rinden un 0.23% más que aquellos ubicados en las zonas marginales. La interpretación es análoga para las fronteras estimadas con el resto de los cultivos.

Cuadro 3. Resultados de la estimación del modelo de Fronteras Estocásticas de Producción.

VARIABLES	Trigo	Maiz	Soja	Girasol
<i>arrend</i>	-0.153 (0.1146)	-0.066*** (0.0000)	-0.746*** (0.2547)	-0.650*** (0.2208)
<i>Trac</i>	0.293** (0.1385)	0.025*** (0.0000)	0.256** (0.1170)	0.152 (0.4600)
<i>Peón</i>	-0.063 (0.0893)	0.178*** (0.0000)	-0.213** (0.0877)	-0.100 (0.1831)
<i>deptoscentro</i>	0.230*** (0.0810)	0.233*** (0.0000)	0.275*** (0.0823)	
<i>difprecip</i>	0.420 (0.2795)	0.645*** (0.0000)	0.378 (0.2807)	0.415 (0.7115)
Constant	2.400*** (0.6693)	3.500*** (0.0000)	0.494 (0.5072)	1.025 (1.1252)
<i>/lnsig2v</i>	-2.247*** (0.1541)	-36.438*** (0.0594)	-1.517*** (0.1401)	-1.502*** (0.2604)
<i>/lnsig2u</i>	-10.483*** (0.2512)	-0.727*** (0.1789)	-8.444*** (0.3461)	-7.609*** (1.2229)
Wald chi2(9)	7.50e+08	2.4e+17	46.34	9.11
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0585
Observations	89	117	135	32

Nota: Errores estándar robustos a la heterocedasticidad entre paréntesis, (*), (**), y (***), significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente.

El logaritmo de la varianza de la ineficiencia σ_u^2 (*/lnsig2u*), es altamente significativa en las cuatro estimaciones, resultado que otorga confianza a las estimaciones de las medidas de eficiencia técnica. Las mismas medidas de eficiencia por cultivo se exponen en el Cuadro 4. Como puede observarse, el nivel de eficiencia parece ser bastante elevado y homogéneo para los partidos/departamentos seleccionados en el cultivo de trigo y soja, prácticamente no hay diferencias de eficiencia entre los partidos/departamentos del centro y los de la periferia (aproximadamente 100% en trigo y 99% en soja para las dos subzonas).

En las observaciones correspondientes al cultivo de maíz, sí se aprecia una diferencia en los niveles de eficiencia correspondientes a cada subzona, con 70% de eficiencia en los partidos del

centro y 62% en los de la periferia. En girasol, debido al límite impuesto por el tamaño mínimo de observaciones, se analiza el total sin división por subzonas. Para este cultivo el nivel de eficiencia fue del 98%.

En otras palabras, lo que están mostrando estas medidas de eficiencia es que, en maíz, en promedio, los partidos que están ubicados en zonas periféricas poseen, con la misma dotación de recursos y estado de la tecnología, 8% menos eficiencia que aquellos partidos que detentan las mejores tierras. Por otro lado, en el total de partidos relevantes para maíz, los distritos son en promedio 34% menos eficientes que el distrito más productivo (ubicado sobre la frontera) que opera con el mismo set de insumos. En el resto de los cultivos, entonces, el nivel de ineficiencia promedio detectado por la estimación es del 2% o del 1%.

Cuadro 4. Resultado de la estimación de la eficiencia técnica por cultivo. Área total y por subzonas.

Cultivo	Eficiencia Técnica Promedio Partidos/Departamentos		
	Total	Centro	Periferia
Trigo	0,996	0,996	0,996
Maíz	0,656	0,696	0,624
Soja	0,988	0,988	0,988
Girasol	0,982		

Nota: en el caso de Girasol no fue delimitada una subzona específica.

6. Conclusión

Este trabajo realiza un análisis exploratorio para evaluar posibles diferencias de productividad por régimen de tenencia del suelo, a partir de datos productivos correspondientes a una muestra de partidos/departamentos de la Región Pampeana. Se utiliza el modelo de Fronteras Estocásticas de Producción basado en Coelli *et al.*, (2005) con microdatos del Censo Nacional Agropecuario 2018 (CNA, 2018) y datos de producción de la Secretaría de Agricultura Ganadería y Pesca de la Nación, a nivel de partido/departamento. La hipótesis que sostuvo este trabajo es que no deberían encontrarse diferencias significativas de eficiencia y productividad entre los sistemas de producción, controlando por recursos naturales, por la tecnología y el factor climático. Se encuentra, sin embargo, que la variable que controla por régimen de tenencia de la tierra no resulta ser estadísticamente significativa para el cultivo de trigo, pero sí es significativa y negativa en maíz, soja y girasol.

En relación con la eficiencia técnica que arroja como resultado el SFA, se encontró que las medidas fueron relativamente homogéneas para trigo, soja y girasol, alcanzando casi un 100 % en el primero y un 99% y 98% en los dos últimos. Por otro lado, hubo mayor heterogeneidad en el cultivo de maíz, con diferencias entre las dos subzonas analizadas, del 70% en los partidos del centro y 62% en los de la periferia.

La principal limitante del alcance de estos resultados está dada por la utilización de datos productivos que son estimaciones por partido/departamento, y no los resultados productivos individuales de cada establecimiento agropecuario. La posibilidad de contar con dichos datos ya sea a través de la realización de nuevas encuestas localizadas, o de la publicación de datos de producción individual del mismo CENSO 2018, sugiere la alternativa de seguir otras líneas de investigación futuras, que pueden ser de utilidad para la toma de decisiones del productor o del hacedor de política pública.

En particular, en función de la disponibilidad de datos, puede testarse si hay un efecto diferenciado por tipo de arrendamiento y su dimensión temporal, por ejemplo diferenciando arrendamiento (no menor a tres años de duración), de aparcería (contrato a porcentaje) y contrato

accidental (duración no mayor a dos años). Puede controlarse también por si el productor recibe o no asesoramiento técnico y si contrata algún tipo de seguro. También puede controlarse por el efecto del *managment* en los resultados productivos, tal como se hace en el trabajo de Gallacher, (1993).

Otra línea de investigación no menos relevante es aportar nueva evidencia empírica en torno al efecto no significativo o significativo del régimen de tenencia de la tierra sobre los incentivos a la conservación del suelo, o a la adopción de tecnología conservacionista. Este tema es motivo de debate ya que la necesidad de satisfacer la demanda de alimentos y fibras debe resolver tensiones relativas al impacto ambiental, las cuales se centran en la intensificación sostenible de la producción para evitar la expansión de la frontera agrícola (García y Salvagiotti, 2009).

Bibliografía

- Aigner, D., Lovell, K., y Schmidt, P. (1977). FORMULATION AND ESTIMATION OF STOCHASTIC FRONTIER PRODUCTION FUNCTION MODELS. *Journal of Econometrics*, 21-37.
- Allen, D., y Lueck, D. (2002). Choosing between Cropshare and Cash Rent Contracts. In D. Allen, & D. Lueck, *The Nature of the Farm: Contracts, Risk and Organization in Agriculture* (pp. 49-68). Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Allen, D., y Lueck, D. (2002). Farming in North America. In D. Allen, & D. Lueck, *The Nature of the Farm: Contracts, Risk and Organization in Agriculture* (pp. 17-29). Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Allen, D., y Lueck, D. (2002). The Simplicity of Agricultural Contracts. In D. Allen, & D. Lueck, *The Nature of the Farm: Contracts, Risk and Organization in Agriculture* (pp. 33-47). Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Álvarez, R., Berhongaray, G., De Paepe, J., Mendoza, M. R., Steinbach, H., Caride, C., y Cantet, R. (2015). Sojización y productividad de los suelos pampeanos. *Rreevista Ciencia Hoy*, 24(142), 35-41.
- Benito Amaro, I. (2019). *UN ANÁLISIS ECONÓMICO DE LOS INCENTIVOS PARA LA CONSERVACIÓN DE SUELOS EN CONTRATOS AGRÍCOLAS*. Buenos Aires: Universidad del CEMA.
- Brescia, V., y Lema, D. (2006, Septiembre). Separación entre propiedad y control de la tierra: evidencia a partir del análisis de microdatos censales. *Trabajo de Investigación presentado en la XXXVII Reunión Anual de la AAEA*,.
- Brescia, V., y Lema, D. (2004, Noviembre). Tenencia de la Tierra, Contratos y Uso de Recursos en la Producción Agrícola Pampeana: Teoría y Evidencia Empírica. *Trabajo de Investigación presentado en la XXXV Reunión Anual de la AAEA*.
- Cheung, N. S. (1968). Private Property Rights and Sharecropping. *Journal of Political Economy*, 76(6), 1107-1122.
- Coelli, T. ..., Prasada Rao, D., O'Donnell, C. J., y Battese, G. E. (2005). Stochastic Frontier Analysis. In T. .. Coelli, D. Prasada Rao, C. J. O'Donnell, & G. Battese, *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis* (pp. 241-261). Springer.
- De Janvry, A., y Sadoulet, E. (2016). Institutional Innovations and Development. In A. De Janvry, & E. Sadoulet, *Development Economic Theory and Practice* (pp. 455-469). New York: Routledge.

- Eswaran, M., y Kotwal, A. (1985). A Theory of Contractual Structure in Agriculture. *American Economic Review*, 352–67.
- Fulginiti, L. E., y Perrin, R. K. (1997). LDC agriculture: Nonparametric Malmquist productivity indexes. *Journal of Development Economics*, 53, 373-390.
- Gallacher, M. (1993). The Managment Factor in Developing-Country Agriculture: Argentina. (E. S. Limited, Ed.) *Agricultural Systems*(47), 25-38.
- Gallacher, M. (2004). *Estructura de Empresa y Adopción de Tecnología: Conservación de Suelos*. Documento de trabajo Universidad del CEMA.
- Gallacher, M., Barrón, E., Lema, D., y Brescia, V. (2002). *Decision-environment and land tenure: A comparison of Argentina and the US*. Buenos Aires: Universidad del Centro de Estudios Macroeconómicos de Argentina (UCEMA).
- García, F., y Salvagiotti, F. (2009). Eficiencia de uso de Nutrientes en Sistemas Agrícolas del Cono Sur de Latinoamérica. *Memorias del Simposio "Uso eficiente de nutrientes". XVIII* (pp. 37-48). San Jose, Costa Rica: J. Espinosa and F. Garcia.
- Heady, E. O. (1947). Economics of Farm Leasing Systems. *Journal of Farm Economics*(XXIX), 659-78.
- Herrou Aragón, A. (2007). Factor Productivity in the Argentinean Agriculture. *Revista de Economía y Estadística*, 45(1), 7-29.
- INDEC. (18/1/2024). Consultado el 23/1/ 2024.Disponible en-
extension://efaidnbmnnnibpcajpcgclclefindmkaj/https://www.indec.gob.ar/uploads/infor
mesdeprensa/ica_01_2432F21717CB.pdf
- Johonson, D. (1996). Resource Allocation under Share Contracts. In *Selected Papers of D. Gale Johnson* (pp. 29-46). The University of Chicago Press.
- Laffont, J.-J., y Mattousi, M. S. (1995). Moral Hazard, Financial Constraints, and Sharecropping in El Oulja. *Review of Economic Studies*, 381–99.
- Lee, L. K., y Stewart, W. H. (1983). Landownership and the Adoption of Minimum Tillage. *American Journal of Agricultural Economics*, 65(2), 256-264.
- Luccioni, M., y Gatti, N. (2015). ¿Qué ocurrió con la eficiencia agrícola en la Región Pampeana Argentina entre 1988 y 2002? *IV Congreso de Estudiantes de Postgrado en Economía*. Bahía Blanca.
- Newbery, D. M. (1977). Risk Sharing, Sharecropping and Uncertain Labour Markets. *Review of Economic Studies*, 44(3), 585-94.
- Nogués, J., Porto, A., Ciappa, C., Di Gresia, L., y Onofri, A. (2007). *Evaluación de impactos económicos y sociales de políticas públicas en la Cadena Agroindustrial*. Foro de la Cadena Agroindustrial Argentina.
- Oficina de Riesgo Agropecuario. (1996). *Zonificación Agroeconómica y Sistemas Productivos Predominantes*. Consultado el 6/5/2024.Disponible en chrome-
extension://efaidnbmnnnibpcajpcgclclefindmkaj/http://www.ora.gov.ar/archivos/zonifica
cion%20y%20sistemas%20productivos.pdf
- Otsuka , K.,y Hayami, Y. (1988). Theories of Share Tenancy: A Critical Survey. *Economic Development and Cultural Change*, 37(1), 31-68.

- Otsuka, K., Chuma, H., y Hayami, Y. (1992). Land and Labor Contracts in Agrarian Economies: Theories and Facts. *Journal of Economic Literature*, 30(4), 1965:2018.
- SAGyP. (1/1/2024). Consultado el 23/1/ 2024.Disponible en https://www.magyp.gob.ar/sitio/areas/analisis_economico/estructura-produccion/?accion=imp
- Schnitkey, G. (2017). *Determining the Average Cash Rent Based on Productivity Index*. Consultado el 6/5/2024.Disponible en Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign: <http://farmdocdaily.illinois.edu/2017/11/determining-average-cash-rent-productivity-index.html>
- Schnitkey, G., Swanson, K., y Paulson, N. (2021). *Weekly Farm Economics: Impacts of Rental Arrangements on Cover Crop and Conservation Practice Adoption*. Consultado el 6/5/2024.Disponible en <https://farmdocdaily.illinois.edu/2021/07/impacts-of-rental-arrangements-on-cover-crop-and-conservation-practice-adoption.html>: <https://farmdocdaily.illinois.edu/2021/07/impacts-of-rental-arrangements-on-cover-crop-and-conservation-practice-adoption.html>
- Schnitkey, G., Swanson, K., Paulson, N., y Zulauf, C. (2021). *Weekly Farm Economics: Conservation and Farmland Tenure on Illinois Grain Farms*. Consultado el 6/5/2024.Disponible en Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign: <https://farmdocdaily.illinois.edu/2021/07/conservation-and-farmland-tenure-on-illinois-grain-farms.html>
- Schultz, T. W. (1956). Reflections on Agricultural Production, Output and Supply. *Journal of Farm Economics*, 38(3), 748-762.
- Stiglitz, J. (1988). Economic Organization, Information and Development. In H. Chenery, & T. Srinivasan, *Handbook of Development Economics* (p. 848). Elsevier Science Publishers B.V.,
- Wooldridge, J. M. (2009). Análisis de regresión múltiple: inferencia. In J. M. Wooldridge, *Introducción a la econometría Un enfoque moderno* (pp. 117-166). México: Cengage Learning.
- Wooldridge, J. M. (2009). Análisis de regresión múltiple: temas adicionales. In J. M. Wooldridge, *Introducción a la econometría Un enfoque moderno* (pp. 184-224). México: Cengage Learning.

ANEXO I- Visualización analítica y gráfica de la “Ineficiencia Marshalliana del Sharecropping”

En la versión simplificada del modelo, un propietario puede operar su parcela contratando un nivel de trabajo L para obtener el nivel de producto y , el precio del producto es p y el del trabajo w . Las tres opciones del propietario para obtener beneficios de la explotación de su parcela son:

i) Contrato salarial: En este caso el propietario es el gerente de la empresa agropecuaria, contrata trabajo por un nivel de salario w , y su función objetivo es el beneficio que debe maximizar eligiendo el nivel de trabajo óptimo:

$$\max_L \pi = p \cdot y(L) - wL$$

selecciona consecuentemente el nivel óptimo de trabajo que satisface:

$$p \cdot MPL = w.$$

ii) Contrato de renta fija: En esta ocasión el propietario alquila su tierra a un arrendatario quién paga una renta fija R antes de trabajar la tierra. Ahora, la función objetivo del arrendatario es maximizar la función de beneficio eligiendo el nivel de trabajo L :

$$\max_L \pi = p \cdot y(L) - wL - R,$$

cuyo resultado conduce a la misma solución eficiente que antes:

$$p \cdot MPL = w$$

iii) Contrato a porcentaje (“Sharecropping”): El propietario alquila su tierra al arrendatario que debe pagar un porcentaje del producto como renta. El propietario no puede forzar al arrendatario a aplicar una determinada cantidad de esfuerzo en el contrato, solo el arrendatario decide el esfuerzo que dedica. En esta oportunidad el arrendatario maximiza la siguiente función objetivo:

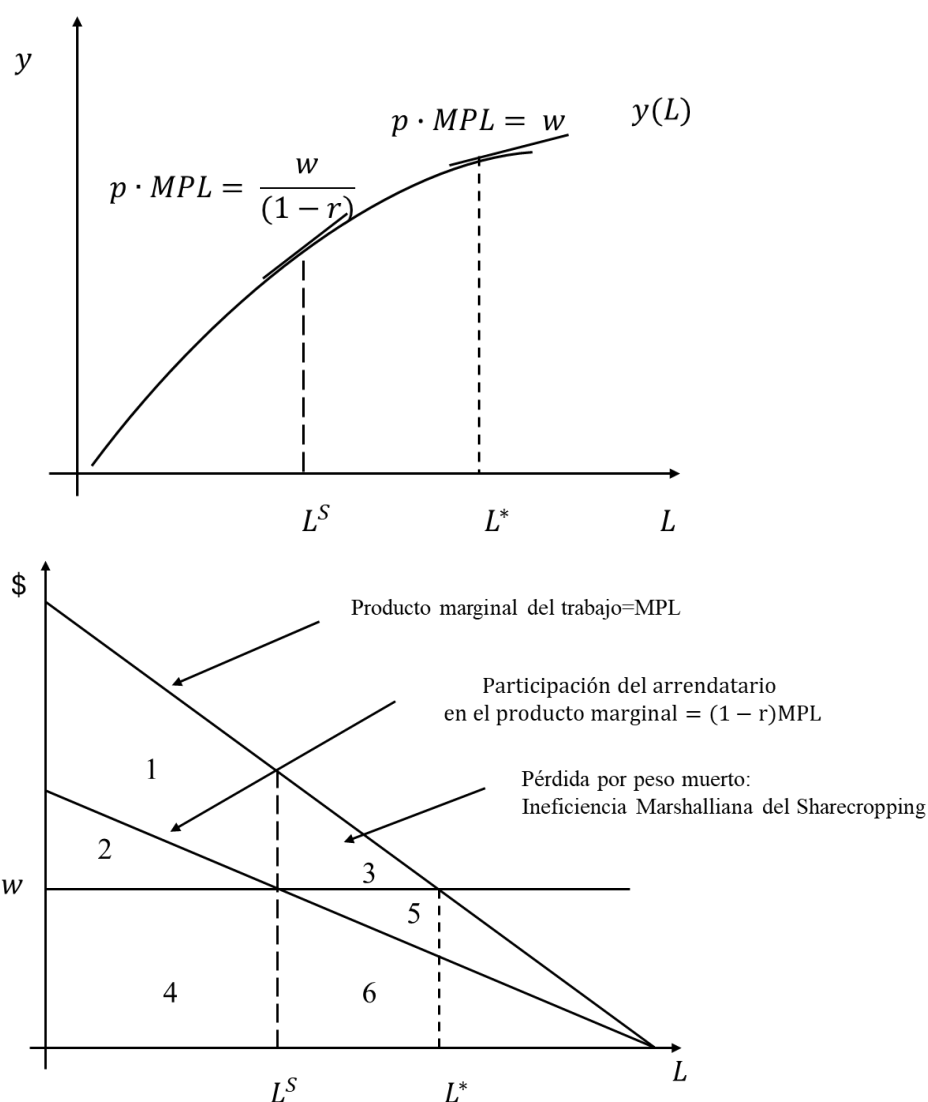
$$\max_L \pi = (1 - r) \cdot p \cdot y(L) - wL$$

En este contexto, el nivel de trabajo que elige es el que satisface:

$$p \cdot MPL = \frac{w}{(1-r)} > w.$$

Lo cual conduce a la ineficiencia reflejada en el gráfico 2 que se presenta a continuación.

Gráfico 3. Ineficiencia Marshalliana del Sharecropping



Fuente: Elaboración propia, en base a De Janvry y Sadoulet, (2016), *op.cit.*

Con el *Sharecropping* el nivel de trabajo o esfuerzo empleado es L^S , inferior al óptimo L^* . El arrendatario gana el área 2 y 4, el propietario gana el área 1, perdiendo el área 2 a manos del arrendatario y el área 3 como consecuencia directa de la ineficiencia. En el caso de renta fija el propietario ganaría el área 1+2+3 y el arrendatario el área 4+6+5.

La ineficiencia desaparece por el lado de los insumos si el arrendatario comparte los costos en el mismo porcentaje en que efectúa el pago de la renta al propietario como proporción del producto:

En ese caso la función objetivo del arrendatario es maximizar la función de beneficio eligiendo la cantidad óptima de trabajo L y de insumos X :

$$\max_{L, X} \pi = (1-r) \cdot p \cdot y(L, X) - wL - (1-r) \cdot p_x X$$

De manera que, en la maximización respecto de X , $(1-r)$ se cancela del lado del producto y de los insumos.