



FACULTAD DE
CIENCIAS ECONÓMICAS
Y DE ADMINISTRACIÓN

DEPARTAMENTO DE
ECONOMÍA



UNIVERSIDAD
DE LA REPÚBLICA
URUGUAY

Precios de la tierra y políticas públicas en Uruguay (1980-2022). Factores determinantes, regiones y períodos

Pamela Noemí Sosa Ortiz

Programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas
Universidad de la República

Montevideo – Uruguay

Setiembre de 2024

Precios de la tierra y políticas públicas en Uruguay (1980-2022). Factores determinantes, regiones y períodos

Pamela Noemí Sosa Ortiz

Tesis de Maestría presentada al Programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, como parte de los requisitos para la obtención del título de Magíster en Economía.

Director de tesis:

Profesor Henry Willebald

Codirector de tesis:

Profesor Pablo Castro

Directora académica:

Profesora Bibiana Lanzilotta

Montevideo – Uruguay

Setiembre de 2024

Página de aprobación

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba el Trabajo Final:

Título

Precios de la tierra y políticas públicas en Uruguay (1980-2022). Factores determinantes,
regiones y períodos

Autora

Pamela Noemí Sosa Ortiz

Tutores

Henry Willebald

Pablo Castro

Posgrado

Maestría en Economía

Puntaje

Tribunal

Fecha:

A mi mamá, de las mujeres más influyentes en mi vida, cuyo legado sigue conmigo siempre

Agradecimientos

Le agradezco profundamente a mis tutores, Henry Willebald y Pablo Castro, por su apoyo incondicional y responsable a lo largo de este proceso. Su compromiso y dedicación fueron esenciales en cada etapa. A mi directora académica, Bibiana Lanzilotta, por su guía y motivación durante este trayecto. Especialmente, agradezco la mirada crítica y los valiosos aportes de los profesores Ronald Miranda y Javier Alejo, que fueron fundamentales para el desarrollo de este estudio. También agradezco a los docentes de Seminario de Investigación y Tesis, Cecilia Parada, Rodrigo Ceni y Gonzalo Salas, así como a mis compañeras y compañeros de la maestría, por sus valiosos comentarios y sugerencias en la elaboración de la tesis. A mis compañeras y compañeros del Instituto Nacional de Colonización y del Instituto de Economía por su apoyo constante. A la Universidad de la República por las herramientas y oportunidades que han sido esenciales en mi formación. En especial, a Héctor Tajam y Gabriela Cultelli, por motivarme en este camino de formación continua. A mis amigos y amigas por su aliento constante. Finalmente, agradezco a mi familia por su apoyo y ánimo en cada momento, y de manera muy especial a Juan Acuña por su respaldo incondicional que ha sido fundamental.

Precios de la tierra y políticas públicas en Uruguay (1980-2022). Factores determinantes,
regiones y períodos

Pamela Noemí Sosa Ortiz

Resumen

El principal objetivo de esta investigación es estudiar los determinantes del precio de la tierra en Uruguay durante el período 1980-2022, con un énfasis en dos intervenciones estatales: la Contribución Inmobiliaria Rural (CIR) y la política de colonización del Instituto Nacional de Colonización (INC). Utilizando una base de datos anual desagregada a nivel departamental y empleando modelos de datos de panel, tanto estáticos como dinámicos de efectos fijos, así como técnicas GMM, se analiza la incidencia de estas intervenciones junto con otros determinantes derivados de la literatura para explicar el precio de la tierra. Los resultados muestran que la tasa efectiva de CIR tiene un efecto negativo significativo sobre el precio de la tierra en zonas de menor calidad del suelo y durante el período 2000-2022. En contraste, la política de colonización no presenta un efecto significativo sobre el precio de la tierra. En los modelos dinámicos, se confirma una alta persistencia en los precios de la tierra y un efecto negativo significativo de la tasa efectiva de CIR pasada, respaldando los hallazgos del análisis estático. Estos resultados sugieren que el impacto de la CIR puede variar según el contexto regional y temporal, mientras que la política de colonización parece no afectar significativamente los precios del mercado de tierras.

Palabras clave: precio de la tierra, departamentos, Contribución Inmobiliaria Rural, colonización, datos de panel, Uruguay.

Clasificación JEL: Q15, Q24, R52, H5.

Abstract

This study examines the determinants of land prices in Uruguay during the period 1980-2022, with a focus on two state interventions: the Rural Property Tax (CIR) and the colonization policy of the *Instituto Nacional de Colonización* (INC). By employing a panel data set disaggregated at the departmental level and utilizing both static and dynamic fixed effects models, as well as GMM techniques, the study investigates the influence of these

interventions, together with other determinants identified in the literature, on land prices. The findings indicate that the effective CIR rate has a significant negative impact on land prices in areas characterized by lower soil quality during the 2000-2022 period. In contrast, the colonization policy does not exhibit a significant effect on land prices. The dynamic models corroborate a high degree of persistence in land prices, along with a significant negative effect of the lagged effective CIR rate, supporting the results of the static analysis. These findings suggest that the impact of the CIR may vary according to regional and temporal contexts, while the colonization policy appears to have an insignificant effect on land market prices.

Keywords: land price, public policies, panel data, Uruguay.

JEL classification: Q15, Q24, R52, H5.

Índice

1. Introducción	1
2. Antecedentes.....	6
3. Marco teórico e hipótesis	11
3.1 Marco teórico.....	11
3.2 Descripción de las intervenciones de política.....	13
3.3 Hipótesis	16
4. Estrategia empírica	18
4.1 Construcción de la base de datos	18
4.1.1 Variable dependiente.....	19
4.1.2 Variables explicativas	19
4.1.3 Variables de control	22
4.2 Estadísticas descriptivas	25
4.3 Modelo de análisis	34
5. Resultados	41
5.1 Resultados principales	41
6. Conclusiones	48
Referencias	51
Anexos.....	61

1. Introducción

Históricamente, la tierra ha sido esencial para la obtención de alimentos y la provisión de bienes comunes vitales como la biodiversidad, el agua y otros recursos naturales (Cvijanović et al., 2020; Wegerif y Guereña, 2020). Debido a estas características, las tierras agrícolas rurales son demandadas no solo para la producción agrícola, sino también para la conservación y el desarrollo residencial, lo que subraya la necesidad de comprender mejor los factores que influyen en la determinación del precio (Abrantes et al., 2022; Cvijanović et al., 2020; Wasson et al., 2013).

En los últimos años, particularmente en las últimas décadas, el precio de la tierra agrícola ha aumentado significativamente en muchas partes del mundo. Este incremento de precios ha generado preocupaciones tanto entre los productores rurales como entre los gobiernos. Para los productores, los altos precios representan un obstáculo para la expansión de sus actividades y pueden limitar el acceso de nuevas familias productoras. A nivel gubernamental, el aumento de precios puede conducir a la concentración de la tierra, lo cual plantea desafíos para la equidad en el acceso a recursos y el desarrollo de nuevas iniciativas productivas (Donoso et al., 2013; Yang et al., 2019), así como en cuestiones de sostenibilidad ambiental. Los gobiernos pueden verse motivados a intervenir en la economía para alcanzar ciertos objetivos específicos. Mediante estas intervenciones, buscan provocar efectos concretos que resulten de sus acciones. Estas intervenciones pueden manifestarse a través de regulaciones, impuestos, subsidios, restricciones o incentivos al uso o adquisición de determinados bienes o servicios, así como en la provisión de bienes públicos, entre otras modalidades y combinaciones (Gruber, 2019).

Gran parte de la literatura que ha estudiado el mercado de tierras en América Latina ha documentado el aumento en el precio de la tierra, especialmente desde finales del siglo XX y principios del XXI (Amaral et al., 2003; Brandão y Rezende, 1988; Buitrago, 2003; Cardona y Muñoz, 2013; Donoso, 2013; Lanteri, 2013; Marques y Telles, 2023; Palludeto et al., 2016; Santos Rahal, 2003). Uruguay no es la excepción a esta tendencia (Castro et al., 2012; Felipez y Reyes, 2012; Lanfranco y Sapriza, 2009; Lanzilotta y Lorenzo, 2009; Lanzilotta y Rosas, 2019; Sader Neffa, 2006). Estos estudios analizan el mercado de tierras en Uruguay y exploran los determinantes del precio utilizando distintos enfoques para diferentes períodos. Sin embargo, ninguno ha indagado específicamente sobre el vínculo entre la intervención del Estado y el precio de la tierra. Por eso, el propósito de esta investigación consiste en analizar los factores determinantes del precio de la tierra en Uruguay, prestando especial atención a dos intervenciones de política: un impuesto a la propiedad de la tierra, representado por la Contribución Inmobiliaria Rural (CIR), y la política de colonización, implementada por el Instituto Nacional de Colonización (INC). Aunque ninguna de estas dos intervenciones tiene como objetivo directo regular o influir en la fijación de los precios de la tierra, la literatura teórica y empírica sugiere que los impuestos sobre la tenencia de la tierra pueden afectar el precio (Hofstetter Gascón, 1997; Cristini y Chisari, 1988; Piñeiro, 1970). De manera similar, la expansión de la superficie destinada a la colonización podría afectar la oferta y la demanda de tierras, impactando así en su precio (Soto, 2005).

La elección de la CIR se fundamenta en que se trata de un impuesto que grava la propiedad de la tierra y se dispone de datos a nivel departamental. El enfoque departamental en este estudio resulta fundamental porque permite captar las variaciones y características específicas de cada región que influyen en el mercado de tierras. Considerar el territorio como

elemento clave resalta la importancia de factores extraeconómicos en el desarrollo económico, al ofrecer una perspectiva que destaca los componentes históricos, culturales e institucionales (Rodríguez Miranda et al., 2024). Desde esta perspectiva, el desarrollo territorial conlleva transformaciones en los aspectos político, económico, social, cultural y ambiental, que reflejan los rasgos propios de cada territorio y dependen de sus características específicas (Magri et al., 2015). Este enfoque destaca la importancia de la perspectiva territorial para comprender cómo factores locales afectan el precio de la tierra.

Para llevar a cabo este análisis, se construyó una base de datos anual para el período 1980-2022, con los departamentos como unidad de análisis. Esta estructura de datos permitió la aplicación de modelos de datos de panel, tanto estáticos como dinámicos de efectos fijos, así como técnicas GMM, proporcionando un abordaje detallado de los factores determinantes del precio de la tierra en diferentes contextos regionales y temporales.

El período de estudio está inserto en el modelo de desarrollo de la economía uruguaya identificado con los procesos de liberalización financiera, apertura e integración comercial y signado por una progresiva reducción de la participación del Estado en la economía (Bértola, 2008; Oddone, 2010). Esta modalidad de crecimiento y desarrollo tuvo sus inicios hacia comienzos de los 1970s, impulsada por las decisiones de política económica de la dictadura cívico-militar instituida en 1973, y que, con sus variantes, puede considerarse que se habría mantenido vigente hasta el presente. Por razones que se explicarán más adelante, esta investigación comprende los últimos años del gobierno dictatorial, que duró hasta 1985, y estuvieron dominados por los efectos de una crisis económica profunda sobreviniente luego del abandono de la publicación periódica del tipo de cambio conocido como “*la tablita*” en 1982 (Finch, 2005). La salida de la dictadura estuvo marcada por un fuerte deterioro en las cuentas

públicas y magro crecimiento económico (Antía 2001; Finch, 2005). En la década de los 1990s, la economía creció de forma sostenida hasta experimentar una recesión en 1999 que desembocó en otra grave crisis económica y financiera en 2002 (Amarante y Perazzo, 2009), en un contexto regional sumido en una honda depresión. Tras la recuperación de esta crisis, y en el marco de un ciclo al alza excepcional en el último medio siglo de los mercados internacionales de *commodities*, la economía se recompuso y el crecimiento económico se mantuvo firme hasta finales de 2014 (Mordecki, 2014). Sin embargo, entre 2015 y 2019, el crecimiento económico comenzó a mostrar signos de estancamiento (Notaro, 2022), hasta que el shock global de la COVID-19 impactó en 2020; los años posteriores fueron de una progresiva recuperación.

En este contexto de cambios, el sector agropecuario ha visto disminuir su contribución a la generación interna de valor y demanda de empleo a medida que otros sectores han crecido (Moreira, 2018; Castro, 2018). Sin embargo, y especialmente en el último ciclo al alza, la actividad reporta cambios trascendentes en términos productivos (con la incorporación de la soja y la forestación como rubros “nuevos” acompañando a la ganadería), tecnológicos (con una mecanización intensiva y el uso de paquetes especializados en varios cultivos) y organizacionales (que habrían dejado atrás las formas tradicionales para dar lugar a modalidades empresariales modernas) que colocan al sector como protagonista de muchos de los debates actuales sobre los cambios en la estructura productiva y crecimiento. La tierra, como factor productivo fundamental de la actividad, no es ajena a esta transformación.

En este estudio se destaca la importancia del contexto temporal y regional en los precios de la tierra. Se encuentra que la tasa efectiva de CIR tiene un impacto negativo y significativo en los precios de la tierra en zonas con bajo índice CONEAT durante todo el período, además, afecta negativamente a los precios en todos los departamentos entre 2000-2022. En contraste,

la intervención del INC no muestra efectos significativos en los precios. Los modelos dinámicos confirman una alta persistencia en los precios y refuerzan los hallazgos del análisis estático, al mostrar un efecto negativo significativo de la tasa efectiva de CIR en algunos modelos.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La Sección 2 revisa los antecedentes. La Sección 3 presenta el marco teórico, la descripción de las políticas estudiadas y las hipótesis. La Sección 4 detalla la estrategia empírica, incluyendo la construcción de la base de datos, las estadísticas descriptivas y la especificación de los modelos. La Sección 5 expone los resultados principales y, finalmente, la Sección 6 concluye con reflexiones finales.

2. Antecedentes

Existe una amplia literatura tanto teórica como empírica sobre la tierra y la conformación de su precio de mercado. En esta sección se recogen y sistematizan las principales contribuciones que forman parte de los antecedentes de este estudio. Los diferentes enfoques y metodologías reflejan la diversidad de aportes en este campo de investigación, las cuales varían según las preocupaciones, el contexto histórico y la región.

Tanto en los países europeos como en Estados Unidos y Canadá, la capitalización de los subsidios agrícolas ha sido objeto de una amplia investigación teórica y empírica (Baldoni et al., 2021). Aunque no existe consenso sobre la magnitud de los efectos, tanto los hallazgos empíricos como los teóricos sugieren que los subsidios agrícolas aumentan los precios de la tierra, beneficiando a los propietarios de la mayor valoración del bien (Baldoni y Ciaian, 2023; Baldoni et al., 2021; Latruffe y Chantal Le Mouël, 2009; Latruffe et al., 2008; Weersink et al., 1999; Floyd, 1965). Según estos estudios, se trata de un problema particularmente relevante para la Unión Europea, donde una proporción significativa de la tierra agrícola es arrendada. Sin embargo, hay variaciones significativas entre los países debido a las diferencias en la estructura del mercado de tierras (Baldoni y Ciaian, 2023). La mayoría de estos antecedentes utiliza el enfoque del Valor Presente Neto (VPN) en su marco teórico y, una parte de ellos, incorpora también el análisis sobre los valores de la renta de la tierra (Baldoni y Ciaian, 2023; Goodwin et al., 2011; Gervais et al., 2010).

Parte de la literatura se ha dedicado a investigar sobre la integración espacial de los mercados de tierra (Yang et al., 2017; De la Cruz Almanza et al., 2022; Grau et al., 2020; Carmona y Roses, 2012). En particular, Carmona y Roses (2012) estudian el comportamiento

de los mercados de tierras españolas entre 1904 y 1934 desde la perspectiva de la integración del mercado y los determinantes del precio empleando un enfoque de capitalización a partir del VPN. Los autores concluyen que el pobre desempeño agrario en esos años no debe atribuirse al funcionamiento del mercado de tierras español, puesto que los precios de la tierra fueron impulsados por los fundamentos de mercado prevalecientes.

Otra línea de investigación sitúa el interés en la regulación del uso del suelo en relación con el mercado de tierras (Du, Ma y An, 2011; Han et al., 2020; Wen y Goodman, 2013; Yang et al., 2020). En China, con la creciente expansión de las zonas urbanas, una gran cantidad de áreas rurales han sido ocupadas por la construcción de viviendas e infraestructura. Han et al. (2020) investigan en qué medida la regulación del uso del suelo por parte del gobierno afecta la valoración de la tierra urbana. Encuentran que el mercado de tierras está distorsionado por intervenciones administrativas de los gobiernos locales, las cuales se manifiestan en la aplicación de diversos instrumentos regulatorios. Estos factores impactan de manera desigual en el valor de la tierra, dependiendo de la región y el contexto urbano, generando diferencias significativas en el crecimiento urbano y en la valorización del suelo en distintas ciudades del país.

Los estudios teóricos sobre el impacto de los impuestos a la propiedad de la tierra revelan diversos efectos que pueden manifestarse en la reducción del precio de la tierra, así como en cambios en la eficiencia de su explotación y en la dinámica productiva del sector agropecuario (Hofstetter Gascón, 1997; Cristini y Chisari, 1988; Piñeiro, 1970).

Soto (2005) ofrece un análisis integral sobre los factores que determinan el precio de la tierra, aplicando dos modelos dinámicos distintos. Uno de estos modelos examina el precio de transferencia de tierras cuando hay cambio de destino en el uso del suelo, y otro explica el

precio de la tierra en transacciones sin cambio de giro productivo. Sus hallazgos demuestran que el aumento en los precios de los productos agrícolas tiende a elevar el precio de la tierra, que los terrenos alejados de los centros urbanos tienen un menor valor, y que tanto los subsidios como los impuestos sobre productos agrícolas y factores de producción influyen en el precio de la tierra.

En América Latina, el importante aumento en los precios de la tierra durante las últimas dos décadas ha generado un creciente interés por explicar su comportamiento. Investigaciones recientes indagan sobre los determinantes del precio de la tierra utilizando metodologías de precios hedónicos y valor presente neto en países como Argentina (Lanteri, 2013), Chile (Donoso, 2013), Colombia (Cardona y Muñoz, 2013; Buitrago, 2003) y Brasil (Amaral et al., 2003; Brandão y Rezende, 1988; Marques y Telles, 2023; Palludeto et al., 2016; Santos Rahal, 2003).

En este contexto, Uruguay no ha sido la excepción. Al igual que en otras partes de América Latina, el sostenido aumento del precio de la tierra desde 2005 también ha motivado diversas investigaciones que han buscado explicar su comportamiento. Sin embargo, hasta el momento, ninguno de esos estudios ha profundizado sobre los mecanismos de intervención estatal en el mercado de tierras o en el precio, aspectos que se incorporan en el presente estudio.

Parte de estos trabajos utilizan series del precio de la tierra en distintos períodos y estiman modelos de Vectores de Corrección del Error (VECM) para explicar su comportamiento en el largo plazo. En esta línea, Sader Neffa (2006) encuentra una relación positiva entre el precio de la tierra y la inflación en dólares y el valor del novillo entre 1969 y 2005. Lanzilotta y Lorenzo (2009) identifican las principales regularidades de la variable de interés entre 1975 y 2008 y constatan una relación de equilibrio de largo plazo que depende del tipo de cambio

real y del valor de la producción de carne vacuna. Con la misma metodología, para los años 1974 a 2010, Felipez y Reyes (2012) constatan la importancia de la actividad pecuaria como determinante del valor de la tierra, pese al avance de la agricultura, incluso entre 2003 y 2010.

Un antecedente directo a la presente investigación es Castro et al. (2012), quienes, a diferencia de las anteriores investigaciones, combinan un análisis de cointegración para testear la relación de largo plazo entre el precio de la tierra y las diferentes zonas productivas, con la metodología de datos de panel para el período 1900-2010. Para explicar el precio de la tierra utilizan un conjunto de determinantes de su demanda, dentro de los cuales el cambio técnico es una de las variables de interés. La investigación aquí propuesta utilizó gran parte de los datos sistematizados en ese trabajo, pero con un propósito diferente. Además, se incorporaron variables que estuvieron ausentes en ese análisis; en particular, se consideraron aquellas relacionadas con el rol del Estado en materia tributaria y la adquisición de tierras para el desarrollo de la política de colonización.

La utilización de modelos hedónicos para la estimación del valor de la tierra en Uruguay ha sido aplicada por Lanfranco y Sapriza (2009) para explicar la relación de la productividad de los suelos medida por el índice CONEAT y el valor de los predios rurales transados en el mercado entre 1993 y 2005, constatando una relación positiva no lineal. Más recientemente, Lanzilotta y Rosas (2019) estimaron un modelo para determinar el valor de los predios rurales, a partir del cual obtuvieron un valor actualizado y propusieron establecer una nueva base imponible. A partir de un conjunto de atributos de predios y utilizando información de compraventa estimaron un modelo de precios hedónicos para el período 2011-2016, teniendo en cuenta los atributos físicos y características geográficas, de localización, de afectación de uso, de acceso a infraestructura pública y aptitud productiva, entre otros factores.

Aunque no se encuentran antecedentes cuyo interés principal sea explicar el precio de la tierra según la intervención del Estado, algunos autores incluyen variables que se aproximan a este análisis. Lanzilotta y Rosas (2019) y Castro et al. (2012) incorporan en sus estudios variables de infraestructura pública, como la proximidad a rutas nacionales. La relación que encuentran es positiva, especialmente en zonas de producción lechera o desarrollo turístico. También, la disponibilidad de energía eléctrica tiene un efecto positivo similar (Lanzilotta y Rosas, 2019).

3. Marco teórico e hipótesis

3.1 Marco teórico

La mayor parte de la literatura que estudia los factores que inciden en el precio de la tierra se basa en el enfoque de capitalización de ingresos, como se mencionó anteriormente. Este considera el valor presente de los flujos de ingresos netos futuros generados por la tierra y descontados a una tasa dada (Baldoni et al., 2021; Baldoni y Ciaian, 2023; Carmona y Roses, 2012; Duvivier et al., 2005; Goodwin et al., 2012; Lanzilotta y Lorenzo, 2009; Meissner et al., 2021; Soto, 2005).

En base al Valor Presente Neto (VPN), este estudio también adopta el enfoque de capitalización para explicar los movimientos en el precio de la tierra. Se supone que el precio de la tierra depende positivamente del flujo esperado de los beneficios netos e inversamente de la tasa de descuento, en tanto los beneficios futuros no tienen el mismo valor que los actuales (Carmona y Roses, 2012; Baldoni y Ciaian, 2023; Soto, 2005). Siguiendo a Carmona y Roses (2012), la siguiente ecuación resume el modelo base:

$$V_t = \alpha \sum_{j=1}^{\infty} \alpha^j E_t(R_{t+j}) \quad (1)$$

Donde V_t es el valor de equilibrio de la tierra al inicio del período t ; R_t es el ingreso o renta de la tierra en el período t ; α es un factor de descuento constante igual a, $\alpha = \frac{1}{1+i}$, donde i es la tasa de descuento real; y E_t es el operador de esperanza condicional basado en la información disponible en el período t . La Ecuación 1 se puede reescribir, suponiendo un equilibrio de largo plazo entre el valor real de la tierra y su rendimiento, de la siguiente manera:

$$v = \beta_0 + \beta_1 r \quad (2)$$

Donde, $v = \ln V^*$, $r = \ln R^*$, $\beta_1 = 1$ y $\beta_0 = \ln\left(\frac{1}{i}\right)$, con V^* y R^* valores de equilibrio de largo plazo y $\ln$ es el logaritmo natural. Tal como señalan los autores, esta formulación no implica necesariamente que el precio de mercado sea siempre igual al valor presente de las rentas futuras, ya que diferentes factores pueden afectar el precio de mercado de la tierra, pero no la medida del valor presente (Burt, 1986). Precisamente, se identifican dos componentes de la renta: el ingreso neto residual y las ganancias netas de capital (Melichar, 1979).

El ingreso neto residual se define como el retorno neto derivado de los ingresos menos los costos que participan en el proceso productivo (a excepción de la tierra). En mercados perfectamente competitivos, el ingreso neto residual se iguala al Valor de la Productividad Marginal de la tierra (VPMgT), que en el largo plazo puede ser explicado por los fundamentos de mercado (Featherstone y Baker, 1987).

Si la oferta de tierras es constante, el VPMgT responderá en función de la incorporación de tecnología, el precio de los bienes e insumos, la distancia y sistemas de transporte, el sistema de comercialización e información del mercado, los impuestos a la propiedad y al ingreso, los subsidios a bienes agrícolas y crédito para la compra de tierras y otras medidas macroeconómicas que afectan la producción y los precios agrícolas (Carmona y Roses, 2012; Soto, 2005). Además, las condiciones demográficas también afectan el VPMgT, ya que una población en crecimiento demanda más productos agrícolas y espacio para usos no agrícolas (Plantiga et al., 2002).

Excepcionalmente, la oferta de tierra puede variar debido al cambio en el uso del suelo, transformando terrenos no agrícolas en tierras para uso agropecuario o viceversa (Soto, 2005). En estos casos, un aumento en la oferta de tierra deriva en una disminución de los precios. Esto

se debe a que la expansión de tierras generalmente ocurre en áreas de menor calidad, marginales o relativamente aisladas, lo que contribuye a la reducción del precio promedio y aumenta la disponibilidad de terrenos (Carmona y Roses, 2012).

Las ganancias netas de capital se asocian con las variaciones en el valor de la tierra debido a cambios en el costo de oportunidad o de inflación (Lloyd et al., 1991). Este componente de la renta contempla la condición de activo del recurso y ajusta a las expectativas sobre los cambios en el valor del activo por variación en precios y costo de oportunidad, explicando así las desviaciones del precio de la tierra con respecto a su valor de equilibrio.

De acuerdo con el modelo de VPN, un aumento en el valor de la tierra puede explicarse por aumentos en los precios de los productos agropecuarios, mejoras tecnológicas (en la gestión de la tierra, combinación de insumos o comercialización), subsidios a los bienes agrícolas o crédito para la compra de tierras, inflación, y crecimiento de la población. Mientras que aumentos en el precio de los insumos e impuestos a la propiedad o al ingreso, contribuyen a la fragmentación de la tierra; la mayor distancia del predio a caminos y puntos de venta tienen un efecto esperado negativo sobre el valor de la tierra (Castro et al., 2012; Decimavilla, 2008; Donoso et al., 2013; Soto, 2005). Asimismo, la inversión en infraestructura pública también puede influir de manera positiva en el valor de la tierra (Lanzilotta y Rosas, 2019).

3.2 Descripción de las intervenciones de política

3.2.1 Impuesto a la propiedad rural

Uruguay cuenta con una larga tradición en materia de tributación inmobiliaria. A principios del siglo XX se definían dos jurisdicciones para la Contribución Inmobiliaria: el

departamento de Montevideo y los “departamentos del litoral e interior”. Y cada una reconocía las propiedades según zonas rurales y áreas urbanas y suburbanas (Bertoni, 2003).

La Contribución Inmobiliaria Rural (CIR) actualmente vigente es un impuesto creado por los artículos 236 a 241 de la Ley N.º 13.637, del 21 de diciembre de 1967. Si bien ha sufrido modificaciones posteriores, lo central de la regulación se establece en dicha norma.¹ La alícuota de este tributo es determinada por el Poder Legislativo, mientras que su recaudación y administración corresponde a los gobiernos departamentales, según lo establece el artículo 297 de la Constitución de la República. Se trata de un impuesto que grava la propiedad de los bienes inmuebles rurales y se calcula a nivel de explotación predial. La base imponible sobre la cual se aplica la alícuota es el valor catastral fijado por la Dirección General de Catastro del Ministerio de Economía y Finanzas (MEF) (Casanova, 2016; Viñales, 2018, 2020; Lorenzo et al., 2022).

Los principales ingresos de origen departamental para estos gobiernos han sido tradicionalmente la CIR, la Contribución Inmobiliaria Urbana y Suburbana, y la patente de rodados (Viñales, 2020). En 2022, estos tres rubros representaron en promedio el 58% de los ingresos departamentales (ver Figura 1 en el Anexo). En particular, la recaudación por CIR representó, en promedio, el 17% del total de los ingresos de origen departamental, con diferencias importantes entre departamentos (ver Figura 2 en el Anexo). En las Figuras 3 y 4 del Anexo se presenta el comportamiento de la CIR y el valor catastral para cada departamento, observándose diferencias en ambas a lo largo del tiempo y entre los departamentos.

3.2.2 Política de colonización

¹ Desde la creación de la CIR han regido diferentes normas que han modificado el valor de las alícuotas (Viñales, 2018, 2020). También diferentes normas han establecido exoneraciones o excepciones en el pago de este impuesto.

Desde 1948, el Instituto Nacional de Colonización (INC) es el encargado de gestionar una cartera de tierras públicas con el objetivo de promover una racional subdivisión de la tierra y su adecuada explotación, con alcance en todo el territorio nacional. Esta institución se crea sobre la base de la Sección Fomento Rural y Colonización del Banco Hipotecario del Uruguay (BHU) (artículo 2, Ley 11.029).² Aunque la política del INC tiene un alcance a nivel nacional, en la Figura 5 del Anexo se observa que la superficie de tierras se concentra en los departamentos del interior y varía significativamente entre ellos, con una presencia mucho más destacada en algunos departamentos que en otros.

Para desarrollar su política de acceso a la tierra, una vez que el instituto adquiere la finca, decide cuál será el destino y orientación productiva. También establece la necesidad de inversiones (fraccionar el campo, requerimientos de caminería, agua, electricidad, etc.). Posteriormente, mediante un llamado público, estudia los perfiles de los postulantes y, finalmente, asigna el campo conforme al destino definido (Camors, 2023).

Los mecanismos de los que dispone el INC para la adquisición de tierras son ofrecimientos directos (voluntarios de particulares al instituto), ofrecimientos definidos en los artículos 5 y 35 de la Ley 11.029, además de las tierras que incorpora para su administración cedidas por otros organismos del Estado aptas para la política de colonización (Ley N° 11.029).

El ofrecimiento de tierras al INC por artículo 5 se refiere a las parcelas que integran las colonias del instituto y fueron enajenadas por la Comisión Asesora de Colonización o la Sección Fomento Rural y Colonización del BHU, cuyos propietarios cumplieron con todas sus obligaciones antes del 12 de enero de 1948 y tienen interés en venderlas.

² Las políticas de colonización acompañaron a la historia de Uruguay desde su constitución nacional. Se identifican proyectos de ese tipo desde la segunda mitad del siglo XIX (Muras, 1983), aunque en esta investigación se hará foco en la realizada y gestionada por el organismo del Estado especializado en ello.

Por su parte, el artículo 35 establece que todo propietario antes de enajenar un campo que cumpla con determinadas características, deberá ofrecerlo en primer lugar al INC, quien tendrá preferencia en la compra por igual valor y plazo del pago. Si un propietario de tierras quiere vender su campo y se encuentra dentro de las condiciones establecidas por el artículo 35, entonces, antes de concretar el negocio con otro potencial comprador, primero debe ofrecerlo al INC. En este caso el INC tendrá preferencia para la compra por igual valor y plazo de pago.³

3.3 Hipótesis

El interés de este trabajo es indagar sobre los determinantes del precio de la tierra y analizar en qué medida dos acciones específicas desarrolladas por el Estado influyen en su precio. Las preguntas que orientan esta investigación exploran el efecto que tiene, por un lado, un aumento en la Contribución Inmobiliaria Rural (CIR) y, por otro, un incremento en la superficie de colonización sobre el precio de la tierra.

Por un lado, considerando que la CIR es un impuesto a la propiedad de la tierra, se espera que un incremento de este impuesto tenga un efecto negativo sobre el precio de ese recurso productivo. Al aumentar los costos asociados a la propiedad del recurso, se generarían menores beneficios netos descontados, lo que reduciría el precio de la tierra (Soto, 2005; Hofstetter y Gascón, 1997).

³ Inicialmente, esta norma aplicaba a campos con una extensión superior al equivalente de 1.000 hectáreas. En 2007 esta normativa se modificó y las condiciones del campo pasaron a ser una extensión igual o superior a 500 hectáreas CONEAT 100. La última modificación ocurrió en 2017, la cual extendió la obligación de ofrecer el campo en venta al INC en aquellos casos cuando el campo se encuentre en los departamentos de Florida, Colonia, Maldonado o San José y alcance una extensión igual o superior a 200 hectáreas CONEAT 100. Para el departamento de Canelones, cuando la extensión sea igual o superior a 100 hectáreas CONEAT 100. Y, para todo el territorio nacional, cuando la superficie sea igual o superior a 200 hectáreas CONEAT 100 en caso de ser linderos a padrones afectados por la ley de colonización (Ley 11.029). El incumplimiento de la parte enajenante de estas obligaciones determinará la nulidad absoluta del negocio (Camors 2023, Ley 11.029).

Por otro lado, siguiendo a Carmona y Roses (2012), quienes plantean que un aumento en la oferta de tierras deriva en una reducción de los precios promedio, se puede inferir que una reducción en la oferta de tierras resultará en un aumento de los precios promedio. Por lo tanto, se espera que un aumento en la superficie destinada a la colonización, que reduzca el stock disponible en el mercado (puesto que ingresan en un régimen de transacciones diferente), tenga un efecto positivo sobre el precio de la tierra.

Los antecedentes también revelan que, según estudios empíricos para Uruguay, la cercanía de los predios a la infraestructura pública tiene un efecto positivo sobre el precio de la tierra (Lanzilotta y Rosas, 2019; Castro et al., 2012). De acuerdo con lo establecido en la ley 11.029, la política de colonización incluye un conjunto de medidas diseñadas para promover una subdivisión racional de la tierra y su adecuada explotación, con el objetivo de aumentar y mejorar la producción agropecuaria, así como asegurar la radicación y el bienestar del trabajador rural. Por lo tanto, considerando que es el Estado quien adquiere tierras destinadas a la colonización y que se trata de una política pública de largo plazo, se espera que los agentes mantengan expectativas de desarrollo y mejoras en la zona. Además, por la condición de activo de la tierra, esto podría conducir a una valorización futura, reafirmando el efecto positivo sobre el precio (Carmona y Rosés, 2012; Soto, 2005).

4. Estrategia empírica

La estrategia empírica se conforma de una sucesión de etapas. En primer lugar, se describe el proceso de elaboración de la base de datos. En segundo lugar, se realiza un análisis descriptivo de las principales variables de interés, incluyendo el precio de la tierra y las variables relacionadas con la intervención del Estado. Finalmente, se detallan las técnicas empleadas para el análisis de datos en panel y se especifican los modelos utilizados.

4.1 Construcción de la base de datos

Parte fundamental de este trabajo de investigación fue la construcción de la base de datos. Se recopilaron datos provenientes de diversas fuentes de información y se analizó, actualizó y mejoró la base de datos proporcionada por Castro et al (2012). Como resultado, se obtuvo un panel de datos para los 18 departamentos, excluyendo Montevideo debido a la falta de información disponible en la mayor parte del período.⁴ La selección del período de estudio, 1980-2022, se fundamenta en la disponibilidad de información para la construcción de una base de datos consistente, tanto para las variables de interés como las de control. En particular, la decisión de iniciar en 1980 responde, fundamentalmente, a la necesidad de disponer de variables de control anuales a nivel departamental. A continuación, se presenta y explica la construcción de las variables a los efectos de ser utilizadas en este trabajo, según se trata de la variable dependiente, las explicativas y las de control.⁵

⁴ La exclusión de Montevideo en este tipo de ejercicios no es novedosa. La dimensión de Montevideo y su localización geográfica le dan ciertas características de *outlier* y la conveniencia de ser excluido del cálculo. Lo mismo hacen, por ejemplo, Castro et al. (2012) y Castro et al. (2016). Además, la ausencia de tierras del INC en ese departamento es relevante, ya que es una de las variables clave en este estudio.

⁵ En el Cuadro 1 del Anexo se presentan los datos recopilados y sistematizados según la fuente.

4.1.1 Variable dependiente

Los datos del precio de la tierra para el período 1980-1999 fueron proporcionados por Castro et al. (2012), en base a Piriz (1987) y actualizaciones. Esta información fue extendida hasta 2022 con datos de la Oficina de Estadísticas Agropecuarias del Ministerio de Ganadería, Agricultura y Pesca (DIEA-MGAP). Estos precios estaban expresados en pesos uruguayos y se los transformó en dólares, puesto que es esta moneda la predominante en las transacciones. Para asegurar la consistencia y comparabilidad de los datos a lo largo del tiempo, se transformó esta serie a precios constantes deflactando con el IPC de Estados Unidos.

4.1.2 Variables explicativas

Se recopilaron datos de recaudación de la CIR provenientes de Estadísticas Agropecuarias del MGAP para los años 1975 a 1979, lo que permitió realizar interpolaciones y cubrir el inicio del período de este estudio. La interpolación fue posible debido a la disponibilidad de datos consistentes y regulares de los años cercanos, posibilitando una estimación suficientemente precisa de la recaudación en ese período. A partir de 1989, la fuente de información es del Observatorio Territorio Uruguay – Oficina de Planeamiento y Presupuesto (OTU – OPP).

Debido a que la recaudación del impuesto es en pesos, se transformó la variable a dólares, utilizando el tipo de cambio nominal y, posteriormente, se ajustó a dólares constantes de 2022. Esto se hizo para asegurar la uniformidad en el análisis, dado que el precio de la tierra, como variable dependiente, se analiza comúnmente en esta moneda. Vale mencionar que también se obtuvo esta variable en pesos constantes del 2022, deflactando por el Índice de

Precios al Consumo para evaluar su comportamiento, aunque finalmente se optó por su utilización en dólares constantes.

Con el objetivo de analizar el efecto del impuesto que representa la CIR sobre el precio de la tierra, se calculó una tasa de recaudación respecto al valor de la base imponible, con el propósito de representar la tasa “efectiva” cobrada sobre la tierra. Esta tasa se define de la siguiente manera:

$$tasa_cir_{it} = \frac{CIR_{it}}{VC_{it}} \quad (4)$$

donde CIR es la recaudación total en dólares correspondiente al impuesto y VC es el valor catastral total en dólares, para cada año t y departamento i .

Para construir la serie por año y departamento del valor catastral de los inmuebles rurales se contó con los datos de la Dirección Nacional de Catastro para los años 2018 a 2022 y con el factor de actualización entre 1980 y 2022. Al valor catastral de cada departamento se le aplicó el factor anual correspondiente para completar los años 1980 a 2017.⁶

En relación con la política de colonización, se contó con información de las unidades productivas afectadas a la ley de colonización entre 1980 y 2022 según fecha de escritura y departamento. Se utilizó la fecha de escritura para aproximar el año de incorporación de las explotaciones al INC. A partir de la información brindada por el INC se construyeron las siguientes variables: cantidad de explotaciones y superficie total acumulada por año y departamento, así como el tamaño y el CONEAT promedio de las explotaciones por departamento para cada año. El índice CONEAT busca reflejar la capacidad productiva de un

⁶ Los factores de actualización de cada año se establecen mediante decretos del Poder Ejecutivo, los que refieren a ratios uniformes a las zonas rurales de los departamentos del interior. Mayor información es reportada en el Cuadro 2 del Anexo.

predio en términos de carne bovina, ovina y lana, en relación con las características de las unidades de suelo que lo componen (CONEAT, 1979; Lanfranco y Sapriza, 2011), siendo la variable usualmente utilizada en Uruguay para aproximar la calidad de la tierra. Además, se obtuvo la cantidad de explotaciones y la superficie total acumuladas para cada estrato de tamaño de las unidades productivas, junto con el tamaño promedio de las explotaciones según estratos de tamaño de las explotaciones para cada departamento entre 1980 y 2022. Los estratos de tamaño se definen en el Cuadro 1:

Cuadro 1 – Estratos según escalas de tamaño

Estrato	Superficie de la explotación
1	Menor a 100 hectáreas
2	Entre 100 y 499 hectáreas
3	Entre 500 y 999 hectáreas
4	Entre 1.000 y 4.999 hectáreas
5	Igual o superior a 5.000 hectáreas

Con el objetivo de estudiar la relación entre el precio de la tierra y la intervención de la política de colonización, se crearon variables que indican la proporción del tamaño en términos de cantidad de explotaciones y superficie del INC con respecto al total de explotaciones y superficie agropecuaria del departamento. Las variables se definen a continuación, donde: (5) es la variable de interés, y (6) y (7) se utilizaron para verificar la consistencia de los resultados:

$$var1_inc_{it} = \frac{sup_INC_{it}}{sup_agrop_{it}} \quad (5)$$

$$var2_inc_{it} = \frac{up_INC_{it}}{up_agrop_{it}} \quad (6)$$

$$var3_inc_{it} = \frac{coneat_INC_{it}}{coneat_i} \quad (7)$$

Donde, para cada año t y departamento i : sup_INC_{it} , up_INC_{it} y $coneat_INC_{it}$ son la superficie total en hectáreas, cantidad de unidades productivas e índice Coneat promedio de las

explotaciones del INC, respectivamente; sup_agrop_{it} y up_agrop_{it} se refieren a la superficie en hectáreas y cantidad de explotaciones agropecuarias. Por último, $coneat_i$ es el índice CONEAT promedio para cada departamento.⁷ Las variables (5) y (6) se calculan para el total de explotaciones y también según estratos de tamaño. Esto permite dimensionar el alcance y la influencia del INC en relación con la actividad agropecuaria. La cantidad de unidades y superficie agropecuaria es la relevada por el MGAP en los censos agropecuarios.⁸

La información recopilada de los censos corresponde a los años 1980, 1990, 2000 y 2011. Para obtener una serie continua por departamento, se realizaron interpolaciones. Sin embargo, una de las limitaciones que presenta este estudio es la falta de información actualizada para el sector agropecuario, ya que el último censo disponible es de 2011. En consecuencia, para el período 2012-2022, se ha tomado 2011 como año base.

4.1.3 Variables de control

En este trabajo se buscó integrar diferentes dimensiones para tener una comprensión más completa de los determinantes del precio de la tierra. Como se mencionó anteriormente, en el marco teórico, el VPN se basa en la premisa de que el precio de la tierra depende positivamente del flujo esperado de los beneficios netos y de manera inversa de la tasa de descuento. En base a la literatura previa, se procuró integrar un conjunto de variables de control que podrían contribuir a explicar el precio de la tierra. Estas variables incluyen: (i) factores geográficos, que afectan la productividad del suelo y, por ende, el VPMgT al influir en la

⁷ $coneat_INC_{it}$ varía a lo largo del tiempo por la incorporación de campos con destino a la colonización, mientras que $coneat_i$ no cambia en el tiempo.

⁸ Los censos abarcan explotaciones agropecuarias con una extensión igual o mayor a 1 hectárea e incluyen toda la tierra dedicada total o parcialmente a actividades agrícolas, pecuarias y/o forestales, independientemente de la forma de tenencia, la condición jurídica o si las actividades productivas se realizan con fines comerciales o no (CGA, 2011).

capacidad de la tierra en la generación del beneficio neto; (ii) tecnología, que puede mejorar la eficiencia productiva y afectar por esa vía el VPMgT; (iii) variables de la producción agropecuaria y precios que inciden directamente en el VPMgT y afectan los beneficios esperados; (iv) factores macroeconómicos e indicadores financieros que influyen en el VPMgT al alterar las percepciones sobre el valor y la seguridad de la tierra en comparación con otros activos (hecho que se manifiesta en la reasignación de riqueza de activos monetarios a la tierra, considerándola como una reserva de valor) y, finalmente, (v) los derechos de propiedad que determinan las formas de explotación y tenencia de la tierra (Castro et al., 2012; Soto, 2005).

(i) Para capturar las características geográficas de los departamentos, se utilizaron las precipitaciones promedio anuales, el porcentaje de la población en los centros urbanos, en función de la población total del departamento, la distancia (lineal) hasta Montevideo y el índice CONEAT. Las fuentes de estos datos son el Instituto Uruguayo de Meteorología (INUMET), el Instituto Nacional de Estadística (INE) y el MGAP, respectivamente.

(ii) Con el objetivo de aproximarse a la incorporación de tecnología en el sector agropecuario, se contó con información sobre la cantidad y potencia (hp) de tractores por cada 1.000 hectáreas por departamento y año y se realizaron interpolaciones anuales a partir de la estimación de una función logística. Esta variable se construyó a partir de fuentes de censos agropecuarios y replicando la metodología utilizada por Castro-Scavone (2018).

(iii) En cuanto a los datos productivos, en este trabajo se utilizó información sobre la producción de carne y leche a nivel departamental. Los datos provienen principalmente de los censos agropecuarios (1980, 1990, 2000 y 2011), complementados con estimaciones anuales realizadas en el marco del Proyecto “Patrones de desarrollo regional en Uruguay en perspectiva

de largo plazo (siglos XX y XXI)” y actualizaciones propias.⁹ En ausencia de datos censales actualizados, se emplearon anuarios estadísticos del MGAP para la producción ganadera y publicaciones de declaraciones de SNIG-DICOSE para la lechería. Para estos productos, se construyeron variables de rendimiento por hectárea según departamento. Además, se incorporaron a la base los precios de la leche, carne y trigo al productor en dólares por tonelada, disponibles en FAOstat para cada año. Estos datos no permiten una diferenciación entre departamentos, pero se las considera relevantes por su incidencia en la evolución de los beneficios esperados.

(iv) La inclusión de variables macroeconómicas e indicadores financieros en el análisis del precio de la tierra tiene como objetivo captar las dimensiones económicas que influyen en la valorización de la tierra y en las expectativas de su rentabilidad. Se incluyó el tipo de cambio nominal, para comprender cómo las fluctuaciones en el valor del dólar frente al peso uruguayo pueden afectar el precio de la tierra, dado que constituye la moneda en la que se realizan las transacciones. El IPC de Uruguay y de Estados Unidos se utilizan para controlar las variaciones del poder adquisitivo. La tasa de interés pasiva en dólares se utiliza para aproximar el costo de oportunidad de la inversión en el activo tierra. Finalmente, el Producto Interno Bruto en dólares para Uruguay se incorpora para capturar el efecto de la actividad económica general y regional sobre la valorización de la tierra, reflejando cómo el crecimiento económico puede influir en la demanda y el precio del activo. Las fuentes de estos datos fueron el BCU, el INE y el Banco Mundial.

⁹ Agradezco al Prof. Rodríguez Miranda por compartir esta base de datos

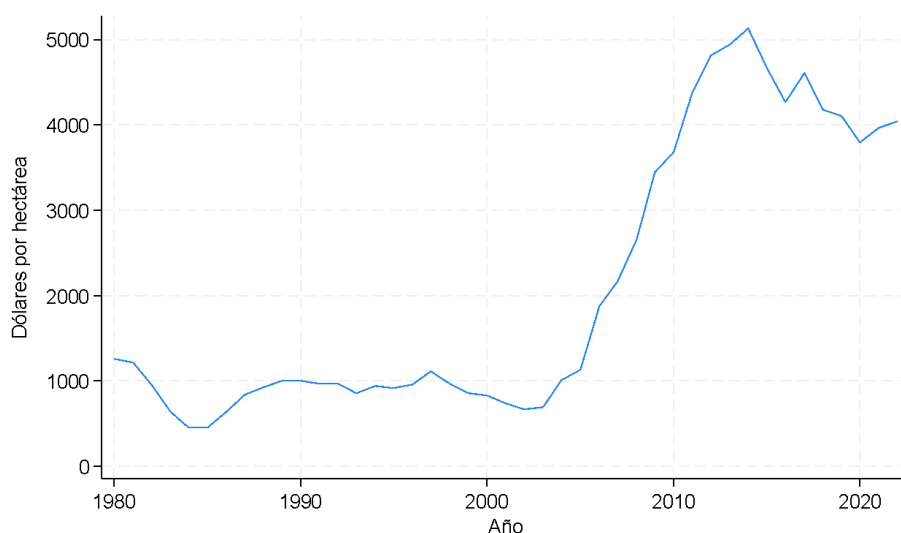
(v) La forma en que se gestiona y explota la tierra bajo diferentes formas de tenencia puede tener efectos en su precio, explicados por la inversión y uso del suelo. Los propietarios, con incentivos para maximizar el valor a largo plazo, tienden a invertir en mejoras y prácticas sostenibles, mientras que los arrendatarios, enfocados en los beneficios inmediatos pueden tener incentivos a reducir la inversión (Brescia y Lema, 2004; Castro et al., 2012). No obstante, en Uruguay se observa una relación positiva entre la cantidad de arrendamientos y el precio de la tierra desde mediados de los años 1990s debido a una mayor demanda impulsada por inversores y nuevas formas de explotación agrícola (Castro et al., 2012). Por lo tanto, la influencia de la estructura de la tenencia podría variar según el contexto y las dinámicas del mercado. Para analizar estos factores, se utilizó la superficie en arrendamiento y en propiedad en cada año y departamento. Esta información se recoge de los censos agropecuarios y se completó con interpolaciones.

4.2 Estadísticas descriptivas

Entre 1980 y 2022, el precio promedio de la tierra en Uruguay experimentó un incremento significativo. Sin embargo, como se observa en la Figura 1, esta evolución no fue uniforme y la trayectoria estuvo lejos de ser regular. Durante la década de 1980, el precio en dólares constantes muestra una caída considerable, alcanzando su punto más bajo en 1985 tras descender 64%. A finales de la década de 1990, los precios se habían recuperado a niveles similares a los de 1980, pero volvieron a descender durante la crisis de 2002. Después de esta crisis, los precios de la tierra experimentaron un crecimiento sostenido y acelerado, particularmente a partir de 2004, con aumentos significativos hasta mediados de la década de 2010, habiendo logrado un crecimiento acumulado de 363% entre 2004 y 2015. Entre este

último año y 2022, el precio de la tierra en términos reales mostró una tendencia irregular y descendente.

Figura 1 – Precio promedio de la tierra en dólares constantes de 2022, por hectárea, 1980-2022



Fuente: elaboración propia en base a Castro et al., (2012) y DIEA-MGAP.

El valor promedio de la tierra en dólares constantes entre 1980 y 2022 alcanzó los 2.089 USD por hectárea. Sin embargo, como se muestra en el Cuadro 2, este crecimiento no fue homogéneo a lo largo del tiempo ni entre los departamentos. La variabilidad *within* o intra-departamental refleja las fluctuaciones en el precio de la tierra al interior de cada región. Dicho de otro modo, mide la variabilidad de los precios de la tierra dentro de cada departamento en distintos años, en relación con la media del precio de la tierra para ese departamento durante todo el período de estudio. Esta variabilidad fue de 1.747 dólares por hectárea, indicando fluctuaciones importantes en el tiempo. Los valores mínimos y máximos reflejan los desvíos respecto a la media del precio de la tierra en cada departamento a lo largo del tiempo, mostrando cómo varían los precios dentro de cada departamento en comparación con su promedio durante el período 1980-2022.

Por otro lado, la variabilidad *between* o entre departamentos muestra la diferencia en los precios promedio de la tierra entre los distintos departamentos para el período 1980-2022. Este desvío estándar de 657 dólares por hectárea indica que existe una variabilidad considerable en los precios de la tierra entre regiones, reflejando cómo estos precios varían de un departamento a otro a lo largo del período estudiado. En este caso los valores mínimos y máximos expresan el rango de valores que toman las variables entre 1980-2022.

Cuadro 2 – Estadísticas descriptivas (1980-2022)

Variable		Media	Desv. Est.	Min	Max	Obs.
Precio de la tierra (dólares por hectárea)	<i>Overall</i>	2.089,2	1.860,7	245,1	8.701,7	N = 774
	<i>Between</i>		657,4	1.033,5	3.247,7	n = 18
	<i>Within</i>		1.747,4	-493,7	7.561,1	T = 43
Contribución Inmobiliaria Rural (millones de dólares)	<i>Overall</i>	3,77	1,80	0,40	8,36	N = 774
	<i>Between</i>		1,02	1,56	5,10	n = 18
	<i>Within</i>		1,50	0,75	7,25	T = 43
Valor catastral (millones de dólares)	<i>Overall</i>	406,00	186,66	39,33	896,70	N = 774
	<i>Between</i>		114,39	147,00	573,99	n = 18
	<i>Within</i>		149,90	-14,42	728,70	T = 43
Superficie INC (miles de hectáreas)	<i>Overall</i>	10,72	15,70	0,07	102,53	N = 764
	<i>Between</i>		13,52	1,43	56,03	n = 18
	<i>Within</i>		8,49	-28,65	57,22	T-bar = 42,44
Superficie total agropecuaria (miles de hectáreas)	<i>Overall</i>	895,13	336,74	314,43	1.490,99	N = 774
	<i>Between</i>		345,53	333,34	1.451,04	n = 18
	<i>Within</i>		22,12	808,63	963,94	T = 43
Tasa de recaudación CIR	<i>Overall</i>	0,010	0,003	0,002	0,027	N = 774
	<i>Between</i>		0,001	0,009	0,011	n = 18
	<i>Within</i>		0,003	0,001	0,026	T = 43
Superficie INC s/total de superficie agropecuaria	<i>Overall</i>	0,011	0,013	0,000	0,071	N = 764
	<i>Between</i>		0,010	0,002	0,040	n = 18
	<i>Within</i>		0,008	-0,017	0,042	T-bar = 42,44

Nota: el cuadro resume las principales estadísticas descriptivas del panel de datos para los 18 departamentos durante el período 1980-2022. Todas las variables en valores monetarios están expresadas en dólares constantes. N es el número total de observaciones, n el número de departamentos, T el total de años de observación por departamento, y T-bar el promedio de años de observación por departamento. El Cuadro 3 del Anexo presenta las estadísticas descriptivas para cada una de las variables de control.

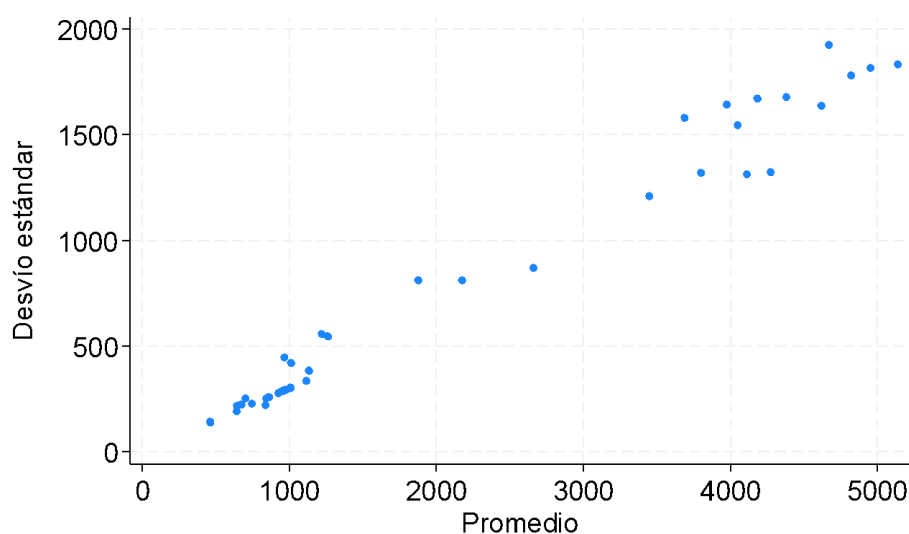
Fuente: elaboración propia.

La trayectoria del precio de la tierra en cada uno de los departamentos refleja la disparidad y la diversidad de valores que alcanza a lo largo de los años. Los valores máximos se registran en los departamentos de Colonia y Soriano mientras que el valor mínimo se encuentra en los departamentos de Artigas y Treinta y Tres. Colonia tuvo un promedio de 3.248 USD por hectárea, alcanzando un máximo de 8.701 en el año 2015. Soriano mostró un promedio de 3.139 USD por hectárea y un máximo de 8.277 en 2014, registrando así los valores más altos. En contraste, los departamentos de Artigas y Treinta y Tres tuvieron promedios significativamente más bajos, con 1.034 y 1.422 por hectárea y sus valores máximos fueron de 2.833 y 3.638 USD por hectárea, en 2014 y 2017 respectivamente.¹⁰

La Figura 2 muestra la relación entre el precio de la tierra por hectárea promedio y la desviación estándar a lo largo de los años entre 1980 y 2022. A medida que el precio promedio aumenta, también lo hace la desviación estándar, sugiriendo una correlación positiva. En los años donde el precio promedio de la tierra fue bajo, al inicio del período, la variabilidad también fue baja. Por otro lado, en los años con precios altos, la variabilidad también fue alta. Además, se observa una mayor dispersión en los datos durante los años con precios promedio más altos, indicando una mayor inestabilidad en esos periodos.

¹⁰ Las trayectorias del precio de la tierra para cada departamento se pueden consultar en la Figura 6 y los valores resumen en el Cuadro 4 del Anexo.

Figura 2 – Dispersión de medias y desvío estándar del precio de la tierra (1980-2022)

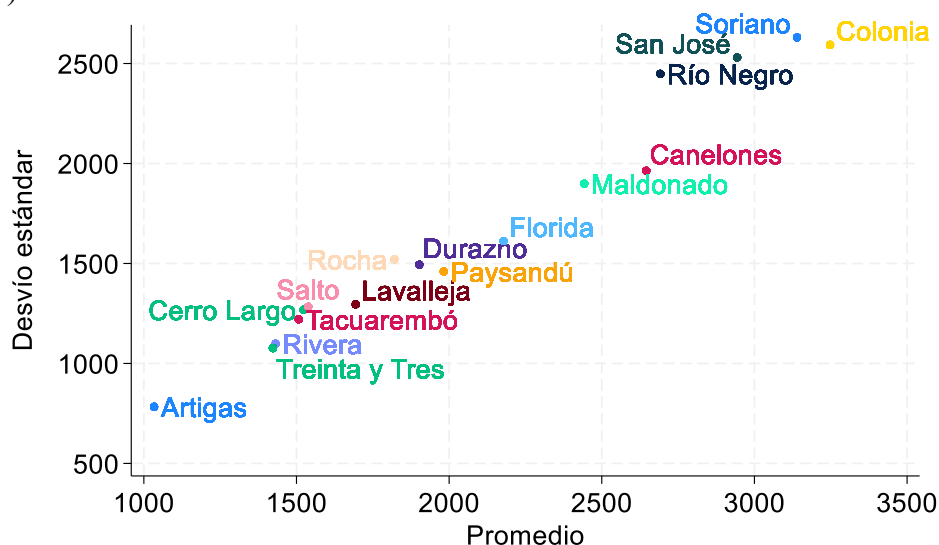


Fuente: elaboración propia en base a Castro et al., (2012) y DIEA-MGAP.

La Figura 3 muestra la relación entre la media y el desvío estándar del precio de la tierra en los 18 departamentos de la muestra bajo el período de análisis. Se observa que los departamentos con un precio promedio más alto, como Soriano, Colonia y San José, también tienden a tener una variabilidad mayor. Esto sugiere que los departamentos con tierras más caras también experimentaron una mayor variabilidad en los precios. Por otro lado, departamentos como Artigas, Treinta y Tres y Rivera tienen precios promedio más bajos y menores cambios.

La recaudación por concepto de CIR y el valor catastral de los inmuebles rurales mostraron una variabilidad significativa a lo largo del tiempo y entre departamentos. El promedio general de recaudación de CIR en la muestra es de aproximadamente 3,77 millones de dólares, con una desviación estándar de 1,79 millones de dólares, indicando una variabilidad considerable en los montos recaudados. El monto mínimo se ubicó en 1993 en Maldonado con una recaudación de 0,39, y el monto máximo en 2017 en el departamento de Florida con 8,3 millones de dólares.

Figura 3 – Dispersión de medias y desvío estándar del precio de la tierra según departamentos (1980-2022)



Fuente: elaboración propia en base a Castro et al., (2012) y DIEA-MGAP.

La desviación estándar entre departamentos de la CIR se ubicó en 1,02 millones de dólares y la del valor catastral en 114 millones de dólares. Dentro de los departamentos, también hubo fluctuaciones importantes; en la recaudación de la CIR la desviación estándar se ubicó en torno a 1,49 millones de dólares y en el valor catastral en 149 millones de dólares. Si bien las mayores variaciones fueron a lo largo del tiempo, entre departamentos se observa una dispersión importante que refleja discrepancias regionales en la capacidad de recaudación de los gobiernos locales y diferencias en los valores de los inmuebles rurales.

En tanto, el promedio general de la tasa de recaudación efectiva fue del 1% con mínimos de 0,24% y máximos de 2,7%. Esta variable refleja la mayor variabilidad intra-departamentos con un desvío estándar de 0,25% frente al 0,05% del desvío estándar entre departamentos. La Figura 7 del Anexo muestra el comportamiento de esta variable entre 1980 y 2022.

En la muestra, el promedio de la superficie del INC es de 10.717 hectáreas, con un desvío estándar de 15.697. El valor mínimo se encuentra en Colonia con 66 hectáreas en 1980

y el máximo en Paysandú con 102.534 hectáreas en 2019. Cabe destacar que los departamentos de Rivera, Rocha y Treinta y Tres no registran datos hasta los años 1982, 1983 y 1985, respectivamente. A diferencia de la CIR y el valor catastral, la mayor variación en esta variable fue entre departamentos, con una desviación estándar de 13.524 hectáreas, frente a las 8.485 hectáreas que mostró la desviación estándar intra-departamentos. Esto sugiere que, aunque hay fluctuaciones dentro de cada departamento a lo largo del tiempo, las diferencias entre departamentos son más pronunciadas.

Entre 1980 y 2022, la superficie total destinada a la producción agropecuaria en Uruguay se ha mantenido en un promedio de 16 millones de hectáreas. Durante este período, la superficie incorporada a la política de colonización ha aumentado, pasando del 0,3% al 2,6% en 2022. En la Figura 8 del Anexo se muestra la relación entre el promedio de la superficie del INC y el total en el período.¹¹ El Cuadro 2 indica que, en promedio para la muestra, la proporción de superficie del INC respecto a este total es de aproximadamente 1,1%, con una desviación estándar total de 1,27% para el período de estudio.

Respecto a la proporción de superficie del INC con relación al total de la superficie agropecuaria según estratos de tamaño de las unidades productivas, resulta interesante mencionar que se observa una mayor variabilidad en los estratos más pequeños, especialmente en los estratos 1 y 2, donde las desviaciones estándar son más pronunciadas. Esto indica que hay diferencias importantes en cómo se distribuye la superficie del INC con relación al total de la actividad agropecuaria dentro de cada estrato y entre los diferentes departamentos.

¹¹ La cantidad de datos faltantes en la variable fecha de escritura acumula un total de 42.683 hectáreas que quedan por fuera de este análisis.

Cuadro 3 – Estadísticas descriptivas asociadas a la política de colonización, según tamaño.

Variable		Media	Desv. Est.	Min	Max	Obs.
Superficie INC s/total de la superficie agropecuaria en el estrato 1	<i>Overall</i>	0,0790	0,1180	0,0010	0,6760	N = 641
	<i>Between</i>		0,0950	0,0030	0,2830	n = 18
	<i>Within</i>		0,0680	-0,1460	0,4730	T-bar = 35.6
Superficie INC s/total de la superficie agropecuaria en el estrato 2	<i>Overall</i>	0,0380	0,0640	0,0000	0,3900	N = 688
	<i>Between</i>		0,0490	0,0030	0,1930	n = 18
	<i>Within</i>		0,0410	-0,1040	0,2350	T-bar = 38.2
Superficie INC s/total de la superficie agropecuaria en el estrato 3	<i>Overall</i>	0,0280	0,0360	0,0020	0,1750	N = 364
	<i>Between</i>		0,0240	0,0050	0,0820	n = 15
	<i>Within</i>		0,0220	-0,0390	0,1220	T-bar = 24.3
Superficie INC s/total de la superficie agropecuaria en el estrato 4	<i>Overall</i>	0,0070	0,0040	0,0020	0,0430	N = 303
	<i>Between</i>		0,0110	0,0020	0,0430	n = 12
	<i>Within</i>		0,0020	0,0000	0,0120	T-bar = 25.2

Nota: el cuadro resume las estadísticas descriptivas asociadas a la política de colonización para los 18 departamentos durante el período 1980-2022. N es el número total de observaciones, n el número de departamentos, y T-bar el promedio de años de observación por departamento.

Fuente: elaboración propia en base a INC.

Además, aunque la variabilidad intra-departamentos es menor que la variación entre los departamentos, en los estratos 1 y 2 se observa una desviación estándar intra-departamentos significativa. Por otro lado, no se cuenta con datos de unidades productivas del INC para el estrato 5, mientras que la mayor cantidad de observaciones se concentran en los estratos 1 y 2 (esto es, predios fundamentalmente pequeños).

Respecto a la cantidad de unidades productivas, en promedio la cantidad del INC con relación al total es de 3,6%, con una desviación estándar de 5,4%. La variación entre departamentos es mayor a la variación intra-departamentos, con una desviación estándar de 4,5% y 3,2%, respectivamente. Esto indica que hay diferencias significativas en la cantidad de explotaciones del INC con relación al total, entre departamentos y dentro de las unidades a lo largo del tiempo. También hay diferencias en la cantidad de explotaciones del INC con relación al total, según estratos de tamaño. En los estratos 1 y 2 el promedio de la cantidad de

explotaciones del INC con relación al total es mayor a la media general, con una variabilidad significativa entre departamentos. En el estrato 3 se aproxima a la media general, mientras que, en el estrato 4, la cantidad de explotaciones INC respecto al total es notablemente menor.¹²

El análisis del tamaño promedio permite caracterizar las explotaciones, mostrando que el de las explotaciones del INC es generalmente menor que el del promedio del total de explotaciones, con variaciones significativas entre departamentos. Las explotaciones en el estrato 1 del INC tienden a ser más grandes que las del total del estrato 1 en muchos departamentos. En el estrato 2, el tamaño promedio de las explotaciones del INC es generalmente comparable al del total, es decir, no hay diferencias significativas entre el tamaño promedio entre las explotaciones del INC y el total en este estrato. Mientras que en los estratos 3 y 4, el tamaño promedio de las explotaciones del INC suele ser menor, y en algunos casos, significativamente menor. En el estrato 5, no hay datos disponibles para el INC.¹³

En resumen, las estadísticas descriptivas para las principales variables de interés en este trabajo muestran diferencias y variaciones tanto en el tiempo como entre los departamentos que deben ser contempladas. En el Cuadro 3 del Anexo se reportan las estadísticas descriptivas de las variables de control.

Por último, el Cuadro 4 resume las correlaciones de las variables de interés: precio de la tierra, tasa efectiva del impuesto sobre la tierra y tasa de superficie de colonización respecto al total de la superficie agropecuaria. Se observa que la relación entre el precio de la tierra y la tasa efectiva del impuesto de CIR sobre la tierra es negativa y significativa, mientras que la superficie de colonización con relación a la superficie agropecuaria total y el precio de la tierra

¹² En el Cuadro 5 del Anexo se pueden consultar las estadísticas descriptivas respecto a la cantidad de unidades productivas.

¹³ El Cuadro 6 del Anexo presenta las estadísticas descriptivas para el tamaño promedio de las unidades productivas

resulta positiva y significativa. Las correlaciones entre las variables de control y el precio de la tierra se muestran en el Cuadro 7 del Anexo.

Cuadro 4 – Correlaciones

Variable	Precio de la tierra en dólares por hectárea	Tasa de recaudación CIR	Superficie INC s/total de superficie agropecuaria
Precio de la tierra (dólares por hectárea)	1,00		
Tasa de recaudación CIR	-0,1502***	1,00	
Superficie INC s/total de superficie agropecuaria	0,4012***	-0,1106**	1,00

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

4.3 Modelo de análisis

La integración de datos de corte transversal y longitudinal en esta investigación permitió aplicar técnicas de análisis de datos de panel. De este modo, es posible observar el comportamiento de las variables de interés por departamento y a lo largo del tiempo. En este estudio la unidad de análisis son los 18 departamentos, abarcando el período de 1980 a 2022.

Los datos de panel tienen ventajas sobre los datos de corte transversal o serie de tiempo convencional, permitiendo examinar cómo los cambios en las variables explicativas afectan el precio de la tierra a lo largo del tiempo (Hsiao, 2014). Esto es especialmente importante para identificar efectos retrasados o acumulativos que podrían no ser evidentes en un análisis transversal simple, mejorando la eficiencia en el análisis del comportamiento de un conjunto de variables a lo largo del tiempo. De este modo, los datos de panel proporcionan más información, variabilidad, grados de libertad y reducen la colinealidad entre las variables explicativas, mejorando así la eficiencia de las estimaciones (Baltagi, 2008; Hsiao, 2014).

En determinadas circunstancias, los datos de panel ayudan a mitigar el sesgo por omisión de variables relevantes que no se pueden observar directamente o que no están incluidas en el modelo (Baltagi, 2005). Esta técnica permite controlar los efectos no observados

que son constantes a lo largo del tiempo y que varían entre unidades, así como los que cambian a lo largo del tiempo y son comunes a todas las unidades (Baltagi, 2008; Hsiao, 2014). La inclusión de efectos fijos ayuda a capturar características específicas de cada departamento y año, reduciendo el sesgo por variables no observables.

Si bien los datos de panel ofrecen importantes ventajas para el análisis, también presentan algunas limitaciones. La heterogeneidad no observada, es decir, factores que varían entre departamentos y con el tiempo pero que no se miden directamente, puede sesgar los resultados si no se controla adecuadamente. Para controlarla, se utilizan modelos de efectos fijos o aleatorios, sin embargo, estos modelos tienen sus propias limitaciones en relación con los supuestos que se asumen (Baltagi, 2005; Cameron y Trivedi, 2005; Hsiao, 2014). Mientras los efectos aleatorios asumen que las diferencias inobservables no están correlacionadas con las variables explicativas, los efectos fijos, aunque más robustos, no permiten estimar los efectos de variables que no varían en el tiempo (Baltagi, 2005; Cameron y Trivedi, 2005; Hsiao, 2014). Por lo tanto, si la mayor parte de la variación en las variables es entre departamentos y no intra-departamentos, podría limitar el potencial de análisis de efectos causales (Castells-Quintana et al., 2019; Fallah y Partridge, 2007; Miranda Lescano et al., 2022). Esto es especialmente relevante para la variable del INC por su considerable variabilidad entre departamentos.

Siguiendo a Baltagi (2008), la ecuación 8 expresa la representación del modelo general con datos de panel:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \quad (8)$$

$$\text{Donde } u_{it} = \mu_i + v_{it} ; i = 1, 2, \dots, N \text{ y } t = 1, \dots, T$$

El subíndice i indica la dimensión transversal, con N unidades de análisis y t representa la dimensión temporal, con T períodos. De esta manera se obtienen $N \times T$ datos muestrales. α

es un escalar y β es un vector $K \times 1$; y_{it} corresponde al valor i -ésimo de la variable dependiente en el momento t ; X_{it} representa la i -ésima observación en el momento t para K variables explicativas; u_{it} captura el resto de los factores no observables transversales y temporales no incluidos en el modelo. El término de error del modelo se compone de los errores específicos de la sección transversal μ_t , que corresponde a un efecto individual específico (no observable), y otro componente v_{it} que varía entre unidades y a lo largo del tiempo, representando el error de medida tradicional.

La literatura empírica de datos de panel sugiere diversas pruebas que son comúnmente utilizadas para determinar el modelo adecuado. Estas incluyen pruebas para verificar la ausencia de efectos fijos, comparar los estimadores de efectos fijos con los de efectos aleatorios (prueba de Hausman), evaluar la ausencia de efectos aleatorios (prueba de Breusch-Pagan) y detectar la presencia de autocorrelación serial (Baltagi, 2005; Breusch-Pagan, 1980; Hausman, 1978; Hsiao, 2014).¹⁴ En este caso, dado que la unidad de análisis son departamentos, los datos corresponden a unidades claramente definidas y no a una muestra aleatoria. Por lo tanto, el uso de efectos fijos suele ser más adecuado. Sin embargo, a pesar de que el modelo de efectos aleatorios es menos pertinente en este contexto, se realizaron formalmente las pruebas correspondientes para garantizar la robustez y validez de la especificación del modelo.

Adicionalmente, se emplea un modelo dinámico de datos de panel para capturar la naturaleza temporal de las variables y abordar la posible correlación entre observaciones a lo largo del tiempo. Si bien el modelo general definido en la ecuación 8 controla la heterogeneidad no observada y elimina sesgos relacionados con variables omitidas constantes en el tiempo, no

¹⁴ En la sección A.17 del Anexo se profundiza sobre la implicancia de cada una de las pruebas.

considera que las decisiones y los resultados de un periodo pueden estar influenciados por valores pasados. Esta limitación podría llevar a una especificación incompleta del modelo, al omitir la inercia temporal que podría estar presente. La inclusión de la variable dependiente rezagada en la especificación del modelo permite analizar el efecto de sus valores pasados sobre su comportamiento actual si se sospecha que el precio de la tierra no solo depende de las condiciones contemporáneas, sino también de su trayectoria histórica. Este enfoque permite capturar dinámicas persistentes en el precio de la tierra, ofreciendo una comprensión más profunda de los factores que lo determinan y de cómo éste evoluciona a lo largo del tiempo.

Al trabajar con un panel dinámico, el modelo de efectos fijos produce estimaciones sesgadas e inconsistentes de los parámetros de la regresión porque la variable dependiente rezagada está correlacionada con el término de error (Baltagi, 2008; Roodman, 2009a). Este problema de endogeneidad surge cuando la variable dependiente de períodos anteriores influye en su valor actual, lo que puede introducir sesgos en las estimaciones obtenidas mediante métodos tradicionales, como el modelo de efectos fijos o aleatorios. Para superar este problema, se utiliza el estimador del Método Generalizado de Momentos (GMM), introducido por Arellano y Bond (1991) y desarrollado posteriormente por Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998). El GMM es particularmente adecuado para modelos dinámicos de panel, ya que, además de manejar la variable dependiente rezagada, permite incluir regresores que no son estrictamente exógenos, es decir, aquellos que pueden estar correlacionados con el término de error (Baltagi, 2008). El GMM en dos etapas proporciona estimaciones consistentes en presencia de variables explicativas endógenas, como la variable dependiente rezagada, maneja eficientemente la heterocedasticidad de forma desconocida y la autocorrelación en el término de error, y permite la inclusión de un conjunto de instrumentos, lo que mejora la precisión de

las estimaciones (Muinel-Gallo, 2022). Siguiendo a Baltagi (2008), la especificación general del modelo dinámico es la siguiente:

$$y_{it} = \delta y_{it-1} + X'_{it}\beta + \eta_{it} \quad (9)$$

Donde δ es un escalar, y_{it-1} es el rezago de la variable dependiente, y η_{it} es el término de error compuesto por efectos específicos de la unidad y un término de error idiosincrático.

La ecuación 10 muestra la especificación del modelo estático utilizada en este trabajo:

$$\ln P_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln INC_{it} + \beta_2 \ln CIR_{it} + \beta_3 X_{it} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Donde i y t representan el departamento y tiempo, respectivamente, y β es el vector de parámetros a ser estimados; $\ln P_{it}$ es el logaritmo del precio promedio por hectárea (en dólares constantes) de la tierra para cada año y departamento; $\ln INC$ expresa la relación en logaritmo de la superficie de colonización y el total de hectáreas destinadas a la producción agropecuaria; $\ln CIR$ es el logaritmo de la tasa efectiva de recaudación CIR; X es el vector de variables de control; μ_t es el efecto fijo temporal; α_i es el efecto fijo individual y ε_{it} es el término de error.¹⁵

En primer lugar, se estimó la ecuación 10 empleando efectos fijos por departamentos, por años, e incluyendo las variables de control para toda la muestra. Luego, se utilizó la misma ecuación 10 para grupos específicos de la muestra, segmentando los datos en dos períodos temporales: 1980-1999 y 2000-2022, y según el Índice CONEAT. La elección de los períodos y clasificación según el índice CONEAT se fundamenta en la necesidad de capturar y analizar las variaciones significativas en el comportamiento del precio de la tierra. De acuerdo con los datos presentados anteriormente, en la sección 4.2 Estadísticas descriptivas, el precio promedio de la tierra siguió un patrón distintivo de caída, recuperación y crecimiento hasta su acelerado

¹⁵ El Cuadro 8 del Anexo ofrece la definición de las variables explicativas de interés y el conjunto de variables de control.

aumento del siglo XXI, lo que justifica un tratamiento diferencial.¹⁶ La utilización del índice CONEAT se justifica en su capacidad para diferenciar entre distintas calidades del suelo.¹⁷ Dado que el índice CONEAT es una medida constante para cada departamento a lo largo del tiempo, permite una clasificación efectiva de los departamentos en función de la calidad del suelo. Al clasificar los departamentos en dos grupos —uno con un índice CONEAT superior al cuantil mediano y otro con un índice inferior— se puede analizar cómo las diferencias en la calidad del suelo influyen en el precio de la tierra. Este enfoque permite estudiar la variación del efecto de las variables explicativas sobre el precio de la tierra en diferentes contextos temporales y regionales.

Para determinar la especificación correcta del modelo a estimar se realizó la prueba de Breusch-Pagan que sugirió utilizar efectos aleatorios; sin embargo, la prueba de Hausman indicó que no eran consistentes, lo que llevó a preferir efectos fijos para los departamentos. Luego, la prueba de Wooldridge reveló autocorrelación de primer orden en los errores, recomendando métodos de estimación robusta.¹⁸

Por último, se estimó un modelo dinámico de datos de panel. Al integrar la dinámica en el análisis, se buscó entender mejor la evolución y los cambios en el precio de la tierra, ajustando el modelo para tener en cuenta los efectos persistentes y las correcciones a lo largo del tiempo. Las ecuaciones utilizadas para la especificación del modelo dinámico son las siguientes:

$$\ln P_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{it-1} + \beta_2 \ln INC_{it} + \beta_3 \ln CIR_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \eta_{it} \quad (11)$$

¹⁶ Entre 1980 y 1999, el precio promedio fue de 923 U\$S y, entre 2000 y 2022, alcanzó los 3.022 U\$S. Un aumento de 227% entre un período y otro alienta a realizar un análisis periodizado.

¹⁷ Los grupos CONEAT constituyen áreas homogéneas que se determinan a partir de la capacidad productiva del suelo en términos de producción de carne bovina, carne ovina y lana en pie, expresada con relación a la media del país, para la cual el valor del índice toma el valor 100 (Lanfranco y Sapriza, 2011). Conceptualmente, puede establecerse que la capacidad productiva refiere al “porcentaje del rendimiento óptimo que se obtiene en el suelo que ofrece las condiciones más favorables, bajo una tecnología definida” (CONEAT, 1979).

¹⁸ En la sección A.19 del Anexo se muestran los resultados de las pruebas que se realizaron.

$$\ln P_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{it-1} + \beta_2 \ln INC_{it-1} + \beta_3 \ln CIR2_{it-1} + \gamma_i + \lambda_t + \eta_{it} \quad (12)$$

Donde $\ln P_{it-1}$ es el primer rezago del logaritmo del precio de la tierra, $\ln INC_{it-1}$ es el primer rezago del logaritmo de la superficie del INC respecto al total de la superficie agropecuaria y $\ln CIR_{it-1}$ es el primer rezago del logaritmo de la tasa CIR; λ_t es el efecto fijo temporal; γ_i es el efecto fijo individual y η_{it} es el término de error del modelo dinámico.

Se utilizaron dos enfoques en el análisis. Por un lado, el primero estuvo basado en el método Arellano-Bond, en el que se utilizan como variables instrumentales los rezagos de las variables dependiente y explicativas desde el segundo hasta el cuarto, aplicando un colapso de los rezagos para reducir la cantidad de instrumentos y mitigar problemas de sobre identificación. Por otro lado, en segundo lugar, se utilizó una metodología avanzada de GMM para datos de panel dinámico y de reciente implementación.¹⁹ En este enfoque, se diferencian las variables y se utilizan instrumentos para variables endógenas y predeterminadas, junto con una especificación de efectos fijos. Este método se destaca por su capacidad para manejar problemas de heterocedasticidad y autocorrelación, y por permitir una mayor flexibilidad en la especificación del modelo mediante la inclusión de condiciones de momento no lineales. Además, ofrece una estimación robusta y reduce la cantidad de instrumentos mediante el colapso y recorte de rezagos, lo que mejora la precisión de las estimaciones. La inclusión de condiciones de momento no lineales y la corrección de errores estándar en la estimación de GMM de dos etapas hacen que este enfoque sea una herramienta potente para obtener estimaciones más robustas y precisas en comparación con el enfoque Arellano-Bond tradicional (Kripfganz, 2019).

¹⁹ Operativamente, se trata de aplicar el comando *xtdpdgmfe* en Stata (agradezco al Prof. Miranda por iluminarnos en este punto).

5. Resultados

5.1 Resultados principales

Todas las estimaciones del modelo estático de efectos fijos se realizaron utilizando el método Prais-Winsten, que incluye correcciones para heterocedasticidad y autocorrelación de primer orden. Los resultados principales para la estimación de la ecuación 10 se presentan en el Cuadro 5. En la columna 1, se muestra la relación entre el precio de la tierra, la tasa efectiva de CIR y superficie del INC en relación con el total de la superficie agropecuaria, ajustando por efectos fijos de los departamentos. Ambas variables explicativas resultan significativas: la tasa de CIR tiene un efecto negativo sobre el precio de la tierra, mientras que la variable de colonización muestra un efecto positivo. Este primer resultado es consistente con las hipótesis de trabajo propuestas. La incorporación de efectos fijos por departamentos permite capturar las diferencias entre territorios que no se explican por las variables incluidas en el modelo, por lo tanto, al controlar por las características específicas de cada una de las unidades se muestra que existen diferencias significativas en la variable dependiente. La columna 2 presenta los resultados de la estimación ajustada por efectos fijos temporales. En este caso, los coeficientes estimados mantienen los mismos signos, pero la tasa de CIR no resulta significativa. La columna 3 combina los efectos fijos por año y departamento para estimar la relación entre las variables de interés y el precio de la tierra. En este modelo las variables explicativas principales no resultaron significativas. Este resultado para las variables explicativas de interés se mantiene, como muestra la columna (4), al incorporar además de los ajustes y variables anteriores, un conjunto de controles que se detallan en el Cuadro 10 del Anexo.

Cuadro 5 – Modelo estático de efectos fijos

	(1)	(2)	(3)	(4) ¹
Ln(CIR)	-0,2724*** (0,0468)	-0,0547 -0,0511	-0,0369 (0,0477)	-0,0442 (0,0487)
Ln(INC)	0,3710*** (0,0384)	0,0423** (0,0175)	-0,0156 (0,0172)	-0,0195 (0,0163)
Constante	6,916*** (0,3138)	7,0816*** (0,3154)	6,1780*** (0,2872)	
Efectos fijos por departamento	Si	No	Si	Si
Efectos fijos por año	No	Si	Si	Si
Variables de control ¹	No	No	No	Si
Número de observaciones	764	764	764	764
R ²	0,735	0,884	0,942	0,946
Número de grupos	18	18	18	18
Wald chi2	157,65	1.524	11.000	1.273.766
Rho	0,851	0,756	0,356	0,308

Nota: La variable dependiente en todos los casos es el logaritmo del precio de la tierra por hectárea (dólares constantes). Las regresiones reportan errores estándar corregidos para panel (*Panel-Corrected Standard Errors*, PCSE), ajustados por heterocedasticidad y autocorrelación de primer orden. Nivel de significación: 10% (*), 5% (**) y 1% (***).

¹Ver Cuadro 9 en el Anexo

En términos generales, los resultados obtenidos sugieren que las variables relacionadas con la intervención estatal no resultan significativas para la explicación del precio de la tierra. En cambio, se observa que los efectos temporales y las diferencias entre departamentos son factores relevantes y estadísticamente significativos. Estos resultados indican que las diferencias a lo largo del tiempo y entre los departamentos son relevantes para explicar el precio de la tierra, lo que podría indicar la existencia de comportamientos diferenciados entre regiones.

A continuación, se presentan los resultados de la estimación de la ecuación 10 para diferentes grupos de la muestra. Estos grupos se organizan según dos períodos temporales bien definidos que abarcan todos los departamentos y de acuerdo con el índice CONEAT. El Cuadro 6 muestra las estimaciones obtenidas para estos grupos, aplicando efectos fijos por

departamento y por período temporal, así como la inclusión de un conjunto de variables de control.²⁰

Cuadro 6 – Modelo estático de efectos fijos para grupos de la muestra

	(1)	(2)	(3)	(4)
Ln(CIR)	0,0040 (0,060)	-0,1938*** (0,0726)	-0,1267** (0,0631)	0,0178 (0,0631)
Ln(INC)	0,0175 (0,019)	-0,0260 (0,0233)	-0,0330 (0,0245)	0,0243 (0,0214)
Efectos fijos por departamento	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por año	Si	Si	Si	Si
Número de observaciones	350	414	377	387
R ²	0,987	0,939	0,935	0,962
Número de grupos	18	18	9	9
Wald chi2	7.465.724	946.417	494.598	1.091.274
Rho	0,490	0,101	0,301	0,251

Nota: La variable dependiente en todos los casos es el logaritmo del precio de la tierra por hectárea (dólares constantes). Las regresiones reportan errores estándar corregidos para panel (*Panel-Corrected Standard Errors*, PCSE), ajustados por heterocedasticidad y autocorrelación de primer orden. Nivel de significación: 10% (*), 5% (**) y 1% (***). Todas las columnas son estimadas con un conjunto de variables de control que se muestran en los Cuadros 10 al 13 del Anexo.

(1) Período 1980-1999, todos los departamentos; (2) Período 2000-2022, todos los departamentos; (3) Período 1980-2022, zona Coneat bajo; (4) Período 1980-2022, zona Coneat alto.

En el período 2000-2022, y en zonas con un índice CONEAT promedio bajo, se observa un impacto negativo y significativo de la tasa efectiva de recaudación CIR en el precio de la tierra. Este efecto no se manifiesta de manera significativa en los otros dos cortes de la muestra, lo que sugiere una variabilidad en la influencia de esta tasa según el contexto temporal y regional.

Por otro lado, la variable que mide la superficie INC en relación con el total de superficie agropecuaria no muestra efectos significativos en ninguno de los períodos o zonas analizadas.

²⁰ En el Cuadro 10 del Anexo se presentan los resultados de las estimaciones diferenciadas por grupos de control para cada uno de los grupos de muestra.

Esto indica que la cantidad de hectáreas del INC respecto al total de la superficie agropecuaria podría no ser relevante en los modelos considerados hasta el momento.

Respecto a los resultados para el conjunto seleccionado de las variables de control se encuentra que la distancia mantiene siempre un efecto negativo, sugiriendo que, a mayor distancia de Montevideo el precio de la tierra es menor (una suerte de efecto Von Thunen tradicional; Griffin, 1973). De este modo, la ubicación geográfica es un factor determinante en la variación del precio de la tierra. El índice CONEAT promedio se asocia con precios más altos de la tierra en los períodos 1980-1999 y 2000-2022, con significancia del 1% y 10%, respectivamente. Esto indica que una mejor calidad del suelo está relacionada con precios más elevados.

El rendimiento de la ganadería parece no tener un impacto significativo sobre el precio de la tierra en los diferentes períodos y zonas. Hay que reconocer, de todos modos, que la variable de control utilizada -cabezas de ganado por unidad de superficie- es una proxy poco refinada de rendimiento. En cuanto a los precios de los productos agropecuarios, el precio del trigo muestra un efecto positivo y significativo sobre el precio de la tierra entre 2000 y 2022, y en ambos grupos de CONEAT. Por el contrario, el precio de la carne vacuna presenta efectos variables, dependiendo del período analizado.

Tanto el IPC de Uruguay como el logaritmo del PIB resultan positivos y significativos en todos los grupos, indicando que los factores macroeconómicos tienen una influencia constante y positiva sobre el precio de la tierra. La tasa de interés, por su parte, tiene un efecto negativo significativo en todos los períodos y zonas, sugiriendo que un aumento en la tasa de interés pasiva en dólares reduce el precio de la tierra, conforme al enfoque del VPN que establece que mayores tasas de interés disminuyen el valor actual de los ingresos futuros

esperados, afectando negativamente el precio de los activos (se trata de un efecto tipo costo de oportunidad) (Soto, 2005).

El número de tractores por hectárea muestra un impacto negativo en el precio de la tierra en el período 1980-1999 y en zonas con alto CONEAT, indicando una relación inversa en estos contextos. Esto es señal de que la incorporación tecnológica abarataría la producción por unidad de tierra y ello permitiría reducir el precio esperado. Como antes, este resultado está mediado por el tipo de proxy que logró construirse, pero llama la atención debido a que existe evidencia que muestra que la incorporación tecnológica mejora la productividad y, con ella, el precio de la tierra (Castro et al., 2012).²¹

Finalmente, la proporción de la superficie en arrendamiento respecto a la superficie en propiedad presenta un efecto negativo y significativo en departamentos con un índice CONEAT bajo, lo que puede reflejar un impacto diferencial de estructura de la propiedad. En el caso de las tierras de menor calidad, una mayor participación de los arrendamientos conllevaría menor precio de la tierra, probablemente porque la capacidad y disposición de inversión y cambio tecnológico en esos predios sea menor, restando a las chances de beneficios netos mayores en el futuro.

Estos resultados sugieren que, aunque la tasa de CIR y otras variables de control afectan de manera importante el precio de la tierra, el impacto de estas variables varía según la calidad del suelo y el período temporal. Esta variabilidad resalta la importancia de considerar tanto el

²¹ Recordar que el plazo de referencia de Castro et al. (2012) es el siglo XX, cuando el tractor representaba una innovación tecnológica trascendente en la agropecuaria nacional. Sin embargo, en el período que comprende la presente investigación, se trata ya de una tecnología madura (Castro, 2018) cuyo impacto estaría mediado por la incorporación de otras tecnologías mecánicas, químicas y de proceso.

contexto temporal como las características regionales para entender las dinámicas de precios de la tierra.

Por último, se presentan los resultados de las ecuaciones 11 y 12, que utilizan un modelo de datos de panel dinámico para capturar los efectos temporales y persistentes sobre el precio de la tierra.

Cuadro 7 – Modelo dinámico

	(1)	(2)	(3)	(4)
Ln(P_tierra) (t-1)	0,8674*** (0,0269)	1,0211*** (0,0321)	0,8554*** (0,0737)	0,7863*** (0,077)
Ln(CIR) (t-1)	-0,2854*** (0,0572)		-0,3021* (0,1590)	
Ln(INC) (t-1)	0,0541*** (0,0135)		0,0557 (0,0526)	
Ln(CIR)		0,0183 (0,0505)		-0,3805*** (0,1196)
Ln(INC)		0,0103*** (0,0020)		0,0225 (0,0296)
Efectos fijos por departamento	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por año	Si	Si	Si	Si
Número de observaciones	746	749	746	749
Número de grupos	18	18	18	18
Número de instrumentos	73	73		
Hansen (p-valor)	1	1		
Sargan (p-valor)	0,64	0,644		
AR (1) (p-valor)	0	0	0	0
AR (2) (p-valor)	0,223	0,018	0,8165	0,7333

Nota: La variable dependiente en todos los casos es el logaritmo del precio de la tierra por hectárea (dólares constantes). Las regresiones reportan errores robustos. Nivel de significación: 10% (*), 5% (**) y 1% (***).

El modelo (1) del Cuadro 7, basado en el enfoque Arellano-Bond con rezagos, muestra que el primer rezago del logaritmo del precio de la tierra tiene un efecto positivo y significativo, indicando una alta persistencia en los precios. Además, el primer rezago de la tasa CIR muestra un efecto negativo significativo, y el primer rezago de la superficie INC tiene un efecto positivo

y significativo. En el modelo (2), que también utiliza Arellano-Bond pero en niveles, el primer rezago del logaritmo del precio de la tierra sigue siendo positivo y significativo, mientras que la tasa CIR no resulta significativa y la superficie INC con relación al total mantiene el signo y la significancia estadística.

Los resultados de las columnas (3) y (4) presentan estimaciones utilizando el enfoque GMM dinámico con el comando *xtpdgmmfe* en Stata. El modelo (3), que emplea rezagos, muestra resultados consistentes con el modelo (1) de Arellano-Bond, con la persistencia del precio de la tierra siendo significativa y el efecto de la tasa CIR pasada negativo y significativo al 10%. Por último, la columna (4), que incluye las variables en niveles, el primer rezago del precio de la tierra sigue siendo significativo, y la tasa CIR en niveles muestra un efecto negativo significativo. La validez de los instrumentos es confirmada por las pruebas de Hansen y Sargan. La mayoría de los modelos no presentan problemas graves de autocorrelación, con la excepción del modelo (2), donde se detecta autocorrelación de segundo orden. Sin embargo, es de notar que el valor 1 de la prueba de Hansen es poco común, y aunque indicaría que los instrumentos son válidos, debe ser considerado junto con las pruebas anteriormente mencionadas, la prueba de sobre identificación de Sargan y las pruebas de autocorrelación de primer y segundo orden.

6. Conclusiones

En este trabajo se ha analizado el efecto de un conjunto de variables sobre el precio de la tierra en Uruguay para el período 1980-2022. Para ello, se ha construido una base de datos, anual y con desagregación departamental, que incluye un conjunto amplio de indicadores de variables explicativas y se han utilizado modelos de datos de panel, tanto estáticos como dinámicos de efectos fijos, así como técnicas GMM para identificar su incidencia y significatividad en uno de los procesos más notorios de las últimas dos décadas de Uruguay, que es el aumento notable del precio del factor productivo tierra.

Los resultados obtenidos a partir del modelo estático de efectos fijos destacan que la tasa efectiva de CIR tuvo un efecto negativo y significativo sobre el precio de la tierra durante el período 2000-2022, y ello se identifica especialmente en zonas con un Índice CONEAT bajo. Este hallazgo sugiere que un aumento en la tasa efectiva de CIR puede presionar a la baja los precios de la tierra en contextos específicos, y que la calidad de la tierra pauta un diferencial importante. Sin embargo, en otros períodos y zonas, esta variable no muestra efectos significativos. Luego, la actuación del INC (aproximada por la relación entre la superficie afectada al Instituto y el total de la superficie agropecuaria departamental) no mostró efectos significativos en ningún período o zona analizada. Esto podría indicar que la cantidad de hectáreas dedicadas a la colonización no es un factor relevante en la determinación del precio de la tierra bajo los modelos considerados. Se trata, de hecho, de un resultado consistente con los objetivos de la entidad puesto que en ningún momento se expresa que las acciones de política pública de colonización tengan afectación sobre precios. En general, el conjunto de variables de control reveló signos esperados y coherentes con los antecedentes.

Los resultados del modelo dinámico, tanto con el enfoque Arellano-Bond como con el GMM, confirmaron una alta persistencia en los precios de la tierra, con efectos significativos del rezago del precio en la dinámica temporal. La tasa efectiva de CIR pasada también mostró un efecto negativo significativo en algunos modelos, en línea con los hallazgos del análisis estático. La ausencia de problemas graves de autocorrelación en la mayoría de los modelos refuerza la robustez de los resultados, mientras que la validez de los instrumentos es confirmada por las pruebas de Sargan. Pese a que la prueba de Hansen arroja un valor inusualmente alto de 1, no se rechaza la hipótesis de validez de los instrumentos.

En términos generales, uno de los desafíos de este trabajo de investigación era introducir como variable explicativa de la evolución de mediano plazo del precio de la tierra agrícola a un par de políticas públicas; una de corte más fiscal —como es el gravamen directo a la propiedad— y otro cuya naturaleza era la colonización —como es la participación del INC en el mercado de tierras—. Ninguno de los dos instrumentos tiene, por objetivo explícito, influir sobre los precios de la tierra, aunque, inicialmente, no podía descartarse algún impacto. La evidencia presentada es que el primero de los instrumentos, tal y como se hipotetizó, sí tendría influencia sobre los precios de mercado en tanto que el segundo no.

En futuras investigaciones, se explorará con mayor profundidad la variabilidad en el efecto de la tasa de CIR y otras variables en diferentes contextos regionales y temporales (en particular, aspiro a extender el análisis a todo el siglo XX). Para ello, se procurará mejorar la calidad y precisión de la recolección de datos relacionados con esta variable. Asimismo, la inclusión de variables adicionales que puedan capturar mejor las dinámicas del mercado de tierras, como las políticas locales específicas, podría ofrecer una comprensión más completa de los factores que influyen en el precio de la tierra.

En cuanto a la variable de colonización, tal como se mencionó al inicio, aunque no es el objetivo principal del INC influir directamente en el precio de la tierra, se podría esperar que la reducción en la oferta de mercado generara un efecto positivo en los precios. Sin embargo, los resultados obtenidos no proporcionaron evidencia suficiente para confirmarlo. Dado que se cuenta con una base de datos completa y bien estructurada se podrían explorar otros canales o mecanismos que pudieran explicar el vínculo entre la política de colonización y el precio de la tierra. Esto implicaría el diseño de un marco conceptual diferente al utilizado en este trabajo y sobre el que se aspira a trabajar en próximas investigaciones.

Referencias

Amaral, C. M., Dias, G. L. da S. y Vieira, C. A. (2003). Comportamiento del mercado de tierras en Brasil. En P. Tejo (Ed.), *Mercados de tierras agrícolas en América Latina y el Caribe: una realidad incompleta* (pp. 269-305). Naciones Unidas Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

Amarante, V. y Perazzo, I. (2009). Crecimiento económico y pobreza en Uruguay (1991-2006). *Cuadernos de Economía*, 28(51), 99-124.

Antía, F. (2001). La economía uruguaya desde el restablecimiento de la democracia. 1985-2000. La economía uruguaya desde el restablecimiento de la democracia. 1985-2000. En B. Nahum (Dir.), *El Uruguay del siglo XX. Tomo 1: La Economía* (pp. 173). Ediciones de la Banda Oriental.

Arellano, M. y Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.

Arellano, M. y Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.

Baldoni, E. y Ciaian, P. (2023). The capitalization of CAP subsidies into land prices in the EU. *Land Use Policy*, 134, 106900.

Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data* (3rd ed.). John Wiley & Sons.

Baltagi, B. H. (2008). *Econometrics* (4th ed.). Springer-Verlag Berlin Heidelberg.

Bértola, L. (2008). An overview of the economic history of Uruguay since the 1870s. En R. Whaples (Ed.), *EH.Net Encyclopedia*.

Bertoni, R. (2003). Política fiscal y reformismo (1903-1930). La Contribución Inmobiliaria y la “bomba de succión”. Ponencia presentada en el Simposio N° 16: Las finanzas públicas como objeto de estudio y la historia económica, *III Jornadas de Historia Económica*, Montevideo, Uruguay.

Blundell, R. y Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.

Brandão, A. S. P., y Rezende, G. C. D. (1988). The behaviour of land prices and land rents in Brazil. In *Agriculture and governments in an interdependent world: Proceedings of the twentieth international conference of agricultural economists* (pp. 120-135). Buenos Aires, Argentina.

Brescia, V. y Lema, D. (2004). Tenencia de la tierra, contratos y uso de recursos en la producción agrícola pampeana: Teoría y evidencia. *Instituto de Economía y Sociología, INTA*, 48-48. Buenos Aires, Argentina.

Breusch, T. S. y Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.

Buitrago, O. (2003). Estudio de la formación de los precios de la tierra rural en los municipios contiguos a Bogotá. *Perspectiva Geográfica*, 9, 97-122.

Burt, O. R. (1986). Econometric modeling of the capitalization formula for farmland prices. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(1), 10-26.

Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and applications*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.

Camors Montañez, V. (2023). El hacer cotidiano de las políticas de tierras: Sobre los (des)encuentros entre las burocracias estatales y las mujeres rurales en Uruguay (Tesis de doctorado). Universidad de la República.

Carmona, J., y Rosés, J. R. (2012). Land markets and agrarian backwardness (Spain, 1904–1934). *European Review of Economic History*, 16(1), 74-96.

Casanova, R. (2016). Uruguay. En C. M. De Cesare (Ed.), *Sistemas del impuesto predial en América Latina y el Caribe* (pp. 10). Lincoln Institute of Land Policy.

Castells-Quintana, D., Royuela, V. y Thiel, F. (2019). Inequality and sustainable development: Insights from an analysis of the human development index. *Sustainable Development*, 27(3), 448-460.

Castro-Scavone, P. (2018). La mecanización del agro en Uruguay 1908-2010: Aplicación de un modelo logístico para medir su trayectoria. *Revista Uruguaya de Historia Económica*, 8(13), 9-29.

Castro-Scavone, P., Muinelo-Gallo, L. y Rodríguez-Miranda, A. (2016). Intergovernmental transfers and regional income inequalities: An empirical analysis of Uruguay. *Hacienda Pública Española / Review of Public Economics*, 219(4), 9-34.

Castro-Scavone, P. , Pradines, V. y Rodríguez, V. (2012). Los determinantes del precio de la tierra en el largo plazo: Una mirada desde el cambio técnico (Tesis de grado). Universidad de la República.

Ciaian, P., Baldoni, E., Kancs, D. A. y Drabik, D. (2021). The capitalization of agricultural subsidies into land prices. *Annual Review of Resource Economics*, 13(1), 17-38.

Cristini, M. y Chisari, O. O. (1988). El impuesto a la tierra: una discusión de sus efectos económicos para el caso argentino. *Económica*, 34.

Cvijanović, D., Stanišić, T., Leković, M. y Kostić, M. (2020). Indicators of agricultural and rural development in the East Central and South-East European countries. *Agriculture and Forestry*, 66(2), 19-32.

De la Cruz Almanza, S., Vargas Pérez, A. y Martínez Martínez, M. L. (2022). Integración espacial de mercados lácteos: efectos de precios regulados. *Revista de Economía del Caribe*, (29), 76-98.

Donoso, G., Cancino, J. y Foster, W. (2013). Farmland values and agricultural growth: The case of Chile. *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 13(2), 33-52.

Du, H., Ma, Y. y An, Y. (2011). The impact of land policy on the relation between housing and land prices: Evidence from China. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51(1), 19-27.

Duvivier, R., Gaspart, F., y Henry de Frahan, B. (2005). *A panel data analysis of the determinants of farmland price: An application to the effects of the 1992 CAP reform in Belgium*. Paper presented at the XIth EAAE Congress, *The Future of Rural Europe in the Global Agri-Food System*, Copenhagen, Denmark.

Fallah, B. N. y Partridge, M. (2007). The elusive inequality-economic growth relationship: are there differences between cities and the countryside? *The Annals of Regional Science*, 41, 375-400.

Featherstone, A. M. y Baker, T. G. (1987). An examination of farm sector real asset dynamics: 1910–85. *American Journal of Agricultural Economics*, 69(3), 532-546.

Felipez, D. y Reyes, J. F. (2012). Los determinantes del precio de la tierra en Uruguay: un análisis de la influencia agrícola (Tesis de grado). Universidad de la República.

Finch, M. H. J. (2005). *La economía política del Uruguay contemporáneo, 1870-2000*. Montevideo: Ediciones de la Banda Oriental.

Floyd, J. E. (1965). The effects of farm price supports on the returns to land and labor in agriculture. *Journal of Political Economy*, 73(2), 148-158.

González Maraschio, F. (2018). El mercado de tierras en la interfase rural-urbana: Factores determinantes y evolución en cuatro partidos del noreste bonaerense, a lo largo de 20 años. *Anuario de la División Geografía*, 2018, 62-XX. ISSN 1851-7897.

Goodwin, B. K., Mishra, A. K. y Ortalo-Magné, F. (2011). The buck stops where? The distribution of agricultural subsidies. En *The Intended and Unintended Effects of US Agricultural and Biotechnology Policies* (pp. 15-50). Chicago: University of Chicago Press.

Grau, A., Odening, M. y Ritter, M. (2020). Land price diffusion across borders—the case of Germany. *Applied Economics*, 52(50), 5446-5463.

Griffin, E. (1973). Testing the Von Thunen theory in Uruguay. *Geographical Review*, 63(4), 500–516.

Gruber, J. (2019). *Public finance and public policy* (6th ed.). Worth Publishers. Macmillan Learning.

Han, W., Zhang, X. y Zheng, X. (2020). Land use regulation and urban land value: Evidence from China. *Land Use Policy*, 92, 104432.

Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271.

Herrero, E. D., Mesonada, C. S. J., y Sperlich, S. A. (2008). Precio de la tierra con presión urbana: un modelo para España. *Economía agraria y recursos naturales*, 8(1), 3-20.

Hsiao, C. (2014). *Panel data analysis* (3rd ed.). *Econometric Society Monographs* (Vol. 54). Cambridge University Press, New York, NY.

Kripfganz, S. (2019). Generalized method of moments estimation of linear dynamic panel data models. In *London Stata Conference* (Vol. 17).

Lanfranco, B. A., & Sapriza, G. (2011). *El índice CONEAT como medida de productividad y valor de la tierra* (Serie técnica N° 187). Instituto Nacional de Investigación Agropecuaria (INIA).

Lanteri, L. N. (2013). Comportamiento de los precios reales de la tierra agrícola en la Argentina y en los Estados Unidos, 1960-2012. *Atlantic Review of Economics: Revista Atlántica de Economía*, 2(1), 5-22.

Lanzilotta, B. y Lorenzo, F. (2009). *Precio de la tierra en Uruguay* (Documentos de Trabajo DT. 02/09). Centro de Investigaciones Económicas (CINVE).

Lanzilotta, B. y Rosas, E. (2019). *Estimación del valor de los predios rurales y sus determinantes*. Oficina de Planeamiento y Presupuesto - Dirección de Descentralización e Inversión Pública.

Latruffe, L. y Le Mouël, C. (2009). Capitalization of government support in agricultural land prices: What do we know? *Journal of Economic Surveys*, 23(4), 659-691.

Latruffe, L., Doucha, T., Le Mouël, C., Medonos, T. y Voltr, V. (2008). Capitalisation of the government support in agricultural land prices in the Czech Republic. *Agricultural Economics (Zemедelská Ekonomika)*, 54(10), 451-460.

Ley N° 13.637 (1968).

Ley N° 11.029, Instituto Nacional de Colonización. (1948).

Lloyd, T. A., Rayner, A. J. y Orme, C. D. (1991). Present-value models of land prices in England and Wales. *European Review of Agricultural Economics*, 18(2), 141-166.

Lorenzo, F., Viñales, G., Jiménez, J. P., Carbajal, F., y Mosteiro, R. (2022). *Fiscalidad intergubernamental y sistema de transferencias financieras entre el Gobierno Nacional y los Gobiernos Departamentales de Uruguay*. Centro de Investigaciones Económicas (CINVE).

Magri, A., Abrahan, M. y Ogues, L. (Eds.). (2015). *Nuevos desafíos y respuestas de los actores sobre el Desarrollo local: La Paloma y Nueva Palmira frente a propuestas de inversión*. Montevideo: Espacio Interdisciplinario, Udelar.

Marc, H. G. (1997). La tierra, los impuestos y la economía política. *Revista Desarrollo y Sociedad*, (40), 217-271.

Marques, F. C. y Telles, T. S. (2023). Spatial effects are determinants of agricultural land prices in Brazil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 61, e262420.

Meissner, L., Plogmann, J., y Musshoff, O. (2021). *Are policy changes visible in German farmland price time series?* Paper presented at the 2021 Annual Meeting of the Agricultural and Applied Economics Association (AAEA), Denver, Colorado.

Melichar, E. (1979). Capital gains versus current income in the farming sector. *American Journal of Agricultural Economics*, 61(5), 1085-1092.

Miranda-Lescano, R., Muinelo-Gallo, L. y Roca-Sagalés, O. (2023). Human development and decentralization: The importance of public health expenditure. *Annals of Public and Cooperative Economics*, 94(1), 5-23.

Mordecki, G. (Coord.). (2014). *Crisis, recuperación y auge: 15 años de política económica en Uruguay (2000-2014)*. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.

Moreira, C. (2018). El estancamiento del sector agrario durante la mayor parte del siglo XX y en particular de la ganadería (1914-1980/85). *Revista Uruguaya de Historia Económica*, 8(13), 30-36.

Muinelo-Gallo, L. (2022). Business cycles and redistribution: The role of government quality. *Economic Systems*, 46(4), 101001.

Muñoz Mora, J. C. y Cardona Jaramillo, H. (2013). El precio de la tierra: Estado del arte de las metodologías de valoración de predios rurales y su aplicación en Colombia. *Suma de Negocios*, 4(1), 21-31.

Muras, O. (1983). *Colonización agraria en el Uruguay*. Universidad de la República, Facultad de Arquitectura, Instituto de Historia de la Arquitectura.

Neffa, M. S. (2006). El precio de la tierra de uso agropecuario. *Anuario OPYP*, 375-382.

Notaro, J. (2022). Política de ajuste y lucha de clases. Uruguay, 2015-2019. *Ensayos de Economía*, 32(61), 59-79.

Oddone, G. (2010). *El declive: Una mirada a la economía de Uruguay del siglo XX*. Librería Linardi y Risso: CINVE.

Piñeiro, M. (1970). El impuesto a la tierra: Su impacto potencial sobre la producción agropecuaria. *Económica*, 16.

Plantinga, A. J., Lubowski, R. N. y Stavins, R. N. (2002). The effects of potential land development on agricultural land prices. *Journal of Urban Economics*, 52(3), 561-581.

Qiu, F., Gervais, J.-P. y Goodwin, B. K. (2010, May). *An empirical investigation of the impacts of government program payments on farmland rental rates*. Paper presented at the 2010 Annual Meeting of the Agricultural and Applied Economics Association (AAEA), Denver, Colorado.

Rahal, C. S. (2003). *A evolução dos preços da terra no estado de São Paulo: Análise de seus determinantes*. Piracicaba, SP: ESALQ/USP.

Rodríguez Miranda, A., Vial Cossani, C., Centurión, I. y Pérez, M. (2024). *Índice de desarrollo regional Uruguay 2006-2022. IDERE-UY. Informe 2024*. Montevideo: Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.

Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86-136.

Soto, R. (2005). *El precio de mercado de la tierra desde la perspectiva económica. Planificación para el desarrollo*. Series de la CEPAL: Desarrollo Productivo. CEPAL. LC/L.2355-P. ISBN 9213227264.

Telles, T. S., Palludeto, A. W. A. y Reydon, B. P. (2016). Price movement in the Brazilian land market (1994-2010): An analysis in the light of post-Keynesian theory. *Revista de Economia Política*, 36(1), 109-129.

Viana, C. M., Freire, D., Abrantes, P., Rocha, J. y Pereira, P. (2022). Agricultural land systems importance for supporting food security and sustainable development goals: A systematic review. *Science of the Total Environment*, 806, 150718.

Viñales Guillama, G. (2018). *Evolución del sistema tributario (1990 - 2018)*. Montevideo.

Viñales Guillama, G. (2020). *Transferencias intergubernamentales en Uruguay: Notas para la discusión de políticas*. Dirección de Descentralización e Inversión Pública–OPP. Montevideo, Uruguay. ISBN 978-9974-742-51-2. Recuperado de www.opp.gub.uy

Wasson, J. R., McLeod, D. M., Bastian, C. T. y Rashford, B. S. (2013). The effects of environmental amenities on agricultural land values. *Land Economics*, 89(3), 466-478.

Weersink, A., Clark, S., Turvey, C. G. y Sarker, R. (1999). The effect of agricultural policy on farmland values. *Land Economics*, 425-439.

Wegerif, M. C. y Guereña, A. (2020). Land inequality trends and drivers. *Land*, 9(4), 101.

Wen, H. y Goodman, A. C. (2013). Relationship between urban land price and housing price: Evidence from 21 provincial capitals in China. *Habitat International*, 40, 9-17.

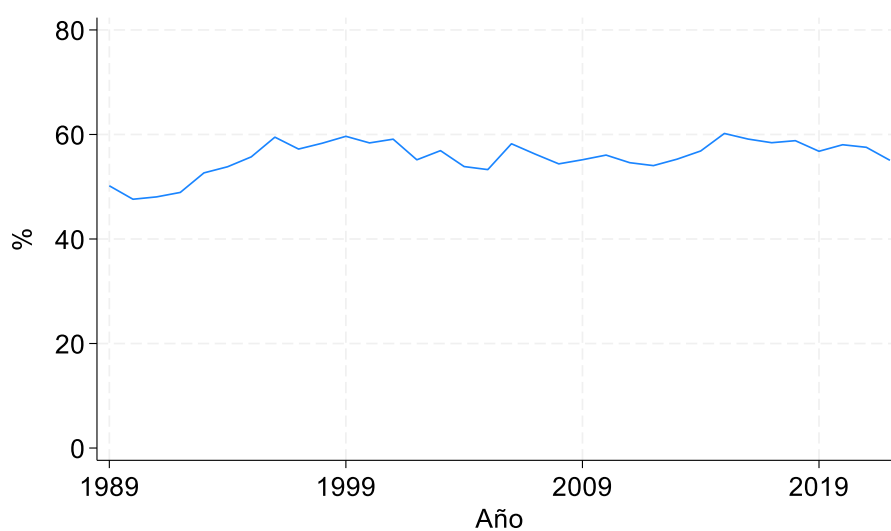
Yang, S., Hu, S., Wang, S. y Zou, L. (2020). Effects of rapid urban land expansion on the spatial direction of residential land prices: Evidence from Wuhan, China. *Habitat International*, 101, 102186.

Yang, X., Odening, M. y Ritter, M. (2019). The spatial and temporal diffusion of agricultural land prices. *Land Economics*, 95(1), 108-123.

Yang, X., Ritter, M. y Odening, M. (2017). Testing for regional convergence of agricultural land prices. *Land Use Policy*, 64, 64-75.

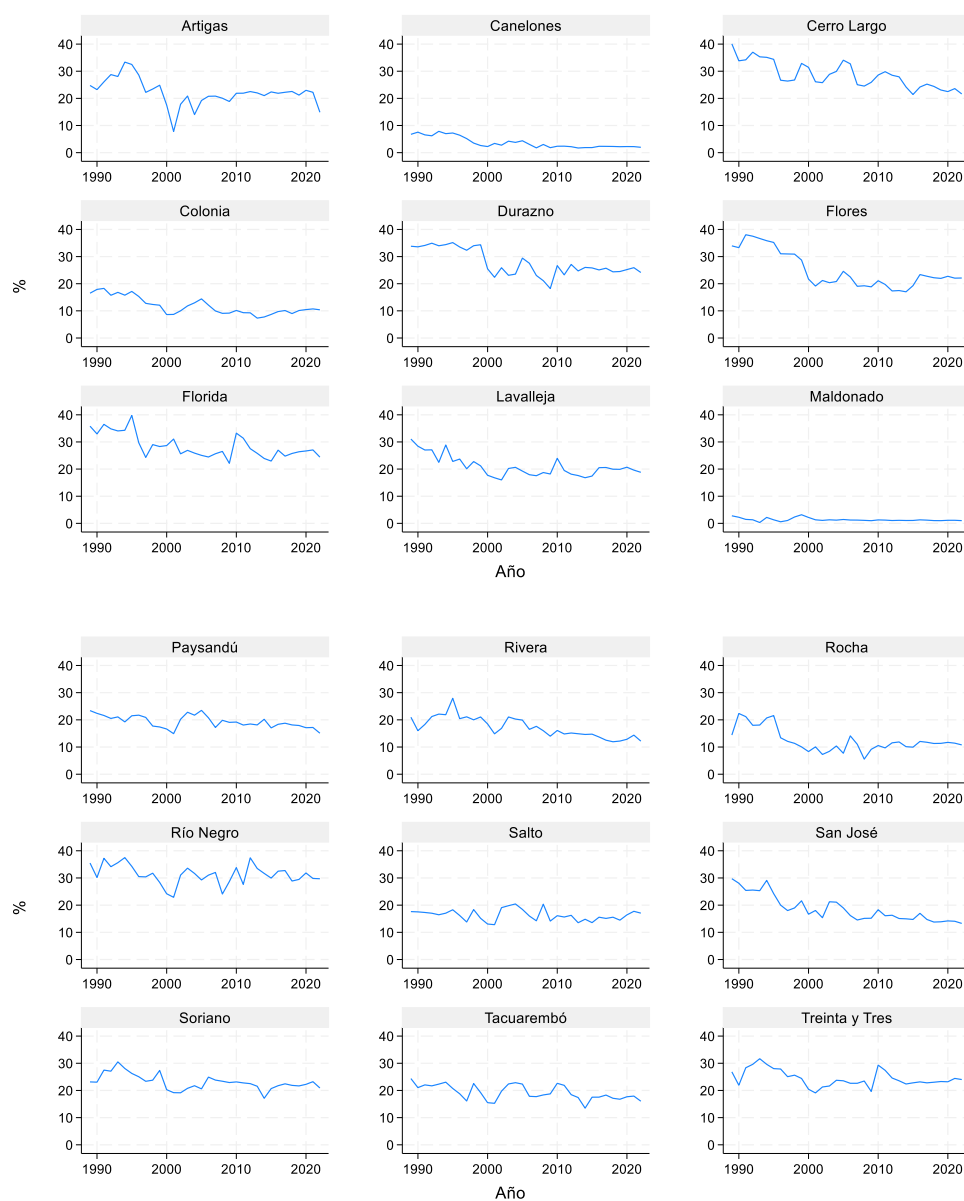
Anexos

A.1 Figura 1 – Porcentaje de recaudación de los principales ingresos departamentales (Contribución Inmobiliaria Urbana y Suburbana, Contribución Inmobiliaria Rural y Patente de rodados) respecto al total de ingresos de origen departamental entre 1989 y 2022.



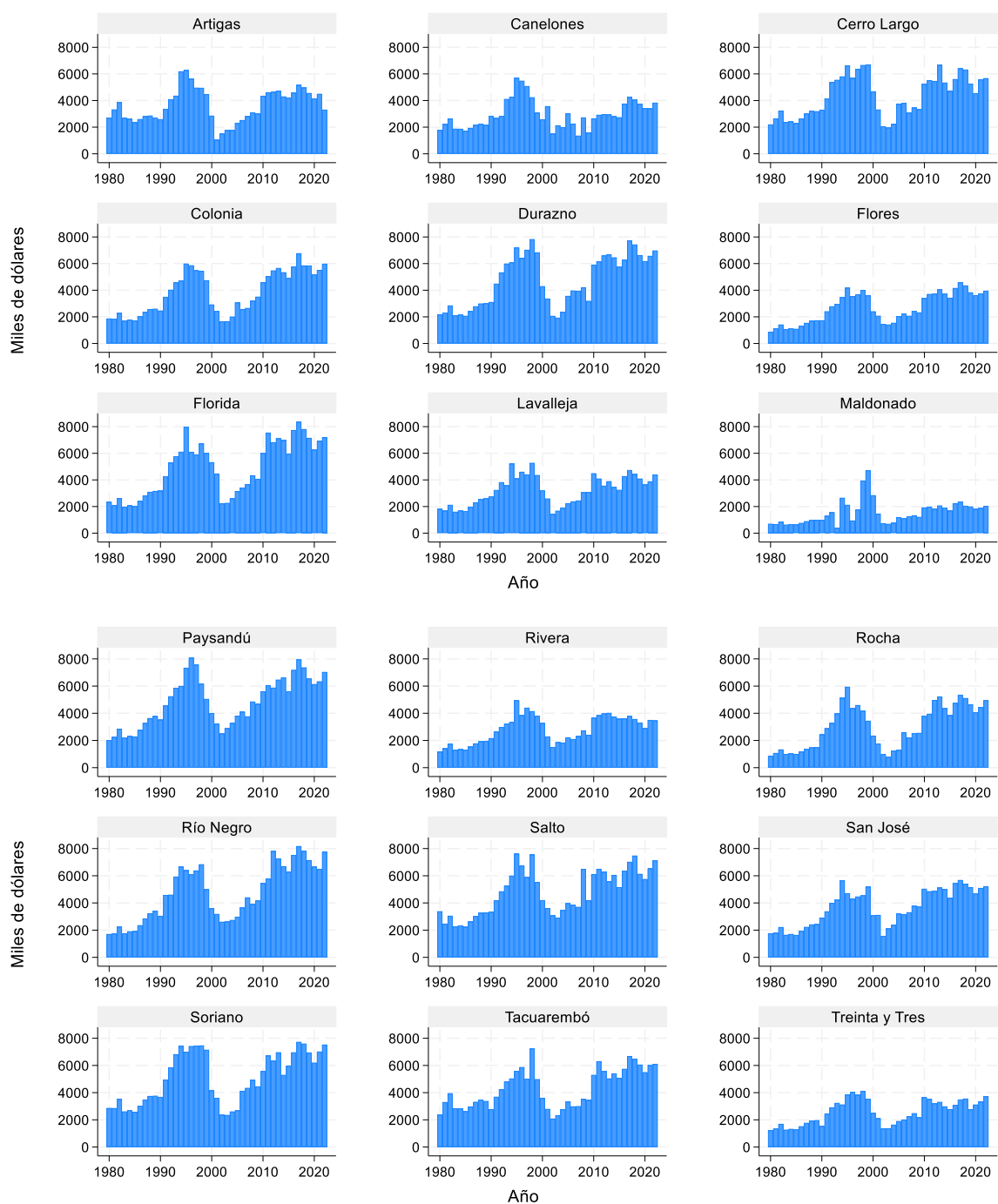
Elaboración propia en base a datos OTU.

A.2 Figura 2 – Porcentaje de la recaudación por CIR respecto al total de los ingresos de origen departamental, según departamentos entre 1989 y 2022.



Elaboración propia en base a datos OTU.

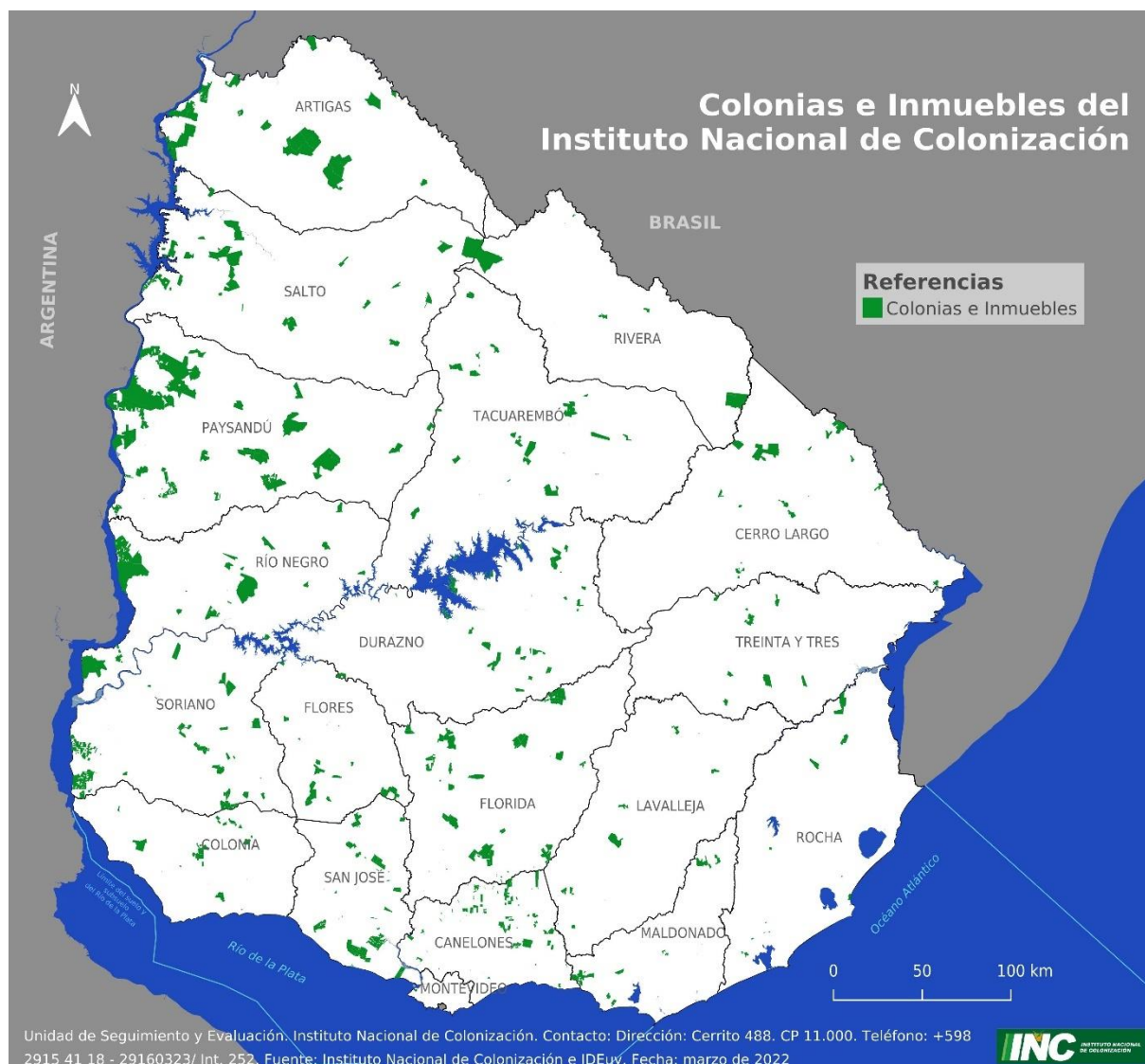
A.3 **Figura 3** – Recaudación por CIR según departamentos (miles de dólares constantes 1980-2022)



A.4 Figura 4 – Valor catastral de los inmuebles rurales según departamentos (miles de dólares constantes 1980-2022)



A.5 **Figura 5** – Mapa de la superficie del INC 2022.



Fuente: INC

A.6 Cuadro 1 – Datos según fuente de información (desagregación departamental*)

	Descripción	Fuente	Unidad
1	Precio de la tierra promedio	Piriz (1987) y MGAP-DIEA (2010)	Dólares por hectárea
2	Recaudación del impuesto a la Contribución Inmobiliaria Rural	Estadísticas Agropecuarias MGAP (1980) y OTU - OPP, extraído de las Rendiciones de Cuentas Municipales (2020)	Pesos
3	Valor catastral de los padrones rurales	Metadatos Dirección Nacional de Catastro, obtenido vía web.	Pesos
4	Superficie INC	INC	Hectáreas
5	Cantidad de explotaciones INC	INC	Número
6	Superficie agropecuaria: según tenencia de la tierra y giro productivo	Censos agropecuarios MGAP (1983,1994, 2002, 2011).	Hectáreas
7	Cantidad de explotaciones agropecuarias	Censos agropecuarios MGAP (1983, 1994, 2002, 2011).	Número
8	Producción de leche	Censos agropecuarios MGAP (1980, 1990, 2000 y 2011), Proyecto de Investigación I+D CSIC 2012: “PIB y desarrollo regional en Uruguay: 1900-2010”; desde 2016 en adelante: SNIG-DICOSE	Litros
9	Producción de carne	Censos agropecuarios MGAP (1980, 1990, 2000 y 2011), Proyecto de Investigación I+D CSIC 2012: “PIB y desarrollo regional en Uruguay: 1900-2010”; desde 1990 en adelante: anuarios MGAP	Cabezas de ganado
10	Precio de productos agropecuarios (carne vacuna, leche y trigo)	FAOSTAT (2024)	Dólares por tonelada
11	Índice CONEAT	MGAP-CONEAT (1979)	Índice
12	Precipitaciones promedio	INUMET	Litros por metro cuadrado
13	Población	Censos de población INE (1975, 1985, 1996, 2004, 2011).	Número de habitantes
14	Tractores por cada 1000 hectáreas	Censos agropecuarios MGAP (1983, 1994, 2002, 2011).	Tractores cada 1.000 hectáreas
15	Tipo de cambio nominal	BCU	Dólares
16	Índice de Precios al Consumo de Uruguay	INE, obtenido vía web	Índice (2022=100)

17	Índice de Precios al Consumo de Estados Unidos	Banco Mundial, obtenido vía web	Índice (2022=100)
18	Tasa de interés (pasiva)	BCU, obtenido vía web y boletines estadísticos del BCU.	Dólares
19	Producto Interno Bruto de Uruguay	Banco Mundial, obtenido vía web	Dólares

*Con excepción de 10, 15-19.

A.7 Cuadro 2 – Factores de actualización del valor real de los inmuebles rurales

Año	Factor de actualización	Decreto N°			
1980	1,30	198/1981	2011	1,08	464/2011
1981	1,10	160/1982	2012	1,09	411/2012
1982	1,10	166/1983	2013	1,09	400/2013
1983	1,25	167/1984	2014	1,08	358/2014
1984	2,50	121/1985	2015	1,09	332/2015
1985	2,25	843/1985	2016	1,09	398/2016
1986	1,75	936/1986	2017	1,06	338/2017
1987	1,65	793/1987	2018	1,08	416/2018
1988	1,80	918/1988	2019	1,08	356/2019
1989	2,00	612/1989	2020	1,10	346/2020
1990	2,50	688/1990	2021	1,07	505/2021
1991	1,80	714/1991	2022	1,10	421/2022
1992	1,55	651/1992	Fuente: elaboración propia		
1993	1,42	596/1993			
1994	1,35	562/1994			
1995	1,20	458/1995			
1996	1,24	501/1996			
1997	1,15	486/1997			
1998	1,07	387/1998			
1999	1,00	400/1999			
2000	1,00	377/2000			
2001	1,00	509/2001			
2002	1,23	493/2002			
2003	1,17	530/2003			
2004	1,07	450/2004			
2005	1,04	535/2005			
2006	1,06	620/2006			
2007	1,07	515/2007			
2008	1,08	796/2008			
2009	1,35	606/2009			
2010	1,06	398/2010			

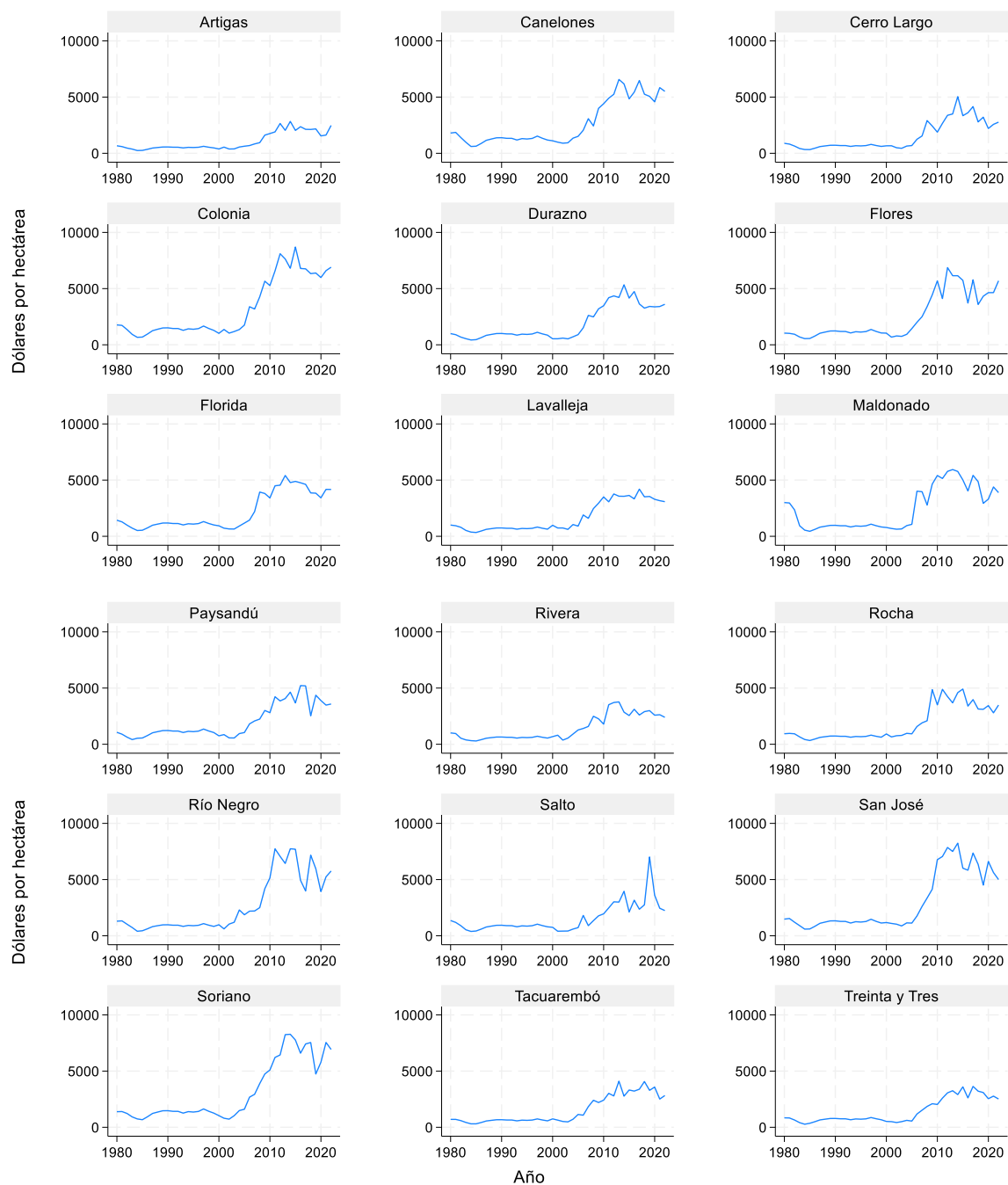
A.9 Cuadro 3 – Estadísticas descriptivas de las variables de control

Variable		Media	Desv. Est.	Min	Max	Obs.
Distancia (km)	<i>Overall</i>	312,62	168,36	43,88	695,10	N = 774
	<i>Between</i>		173,13	43,88	695,10	n = 18
	<i>Within</i>		0,00	312,62	312,62	T = 43
Índice CONEAT promedio	<i>Overall</i>	97,56	23,64	68,00	138,00	N = 774
	<i>Between</i>		24,31	68,00	138,00	n = 18
	<i>Within</i>		0,00	97,56	97,56	T = 43
Lluvias promedio (lts/m2)	<i>Overall</i>	1.297,28	315,41	291,00	2.802,50	N = 774
	<i>Between</i>		127,03	1.128,25	1.578,46	n = 18
	<i>Within</i>		290,21	227,16	2.647,46	T = 43
Población	<i>Overall</i>	0,85	0,08	0,54	0,97	N = 774
	<i>Between</i>		0,04	0,77	0,92	n = 18
	<i>Within</i>		0,07	0,61	1,03	T = 43
Rendimiento de ganadería (cabezas de ganado/ha)	<i>Overall</i>	1,66	0,52	0,74	3,57	N = 774
	<i>Between</i>		0,15	1,44	2,01	n = 18
	<i>Within</i>		0,50	0,85	3,63	T = 43
Rendimiento de leche (lts/ha)	<i>Overall</i>	1.269,63	1.029,17	168,73	10.504,12	N = 774
	<i>Between</i>		463,06	355,84	1.988,44	n = 18
	<i>Within</i>		925,42	-111,48	10.188,07	T = 43
Precio leche en dólares (usd/toneladas)	<i>Overall</i>	413,35	251,58	146,19	1.251,86	N = 774
	<i>Between</i>		0,00	413,35	413,35	n = 18
	<i>Within</i>		251,58	146,19	1.251,86	T = 43
Precio trigo en dólares (usd/toneladas)	<i>Overall</i>	319,81	158,25	117,93	941,22	N = 774
	<i>Between</i>		0,00	319,81	319,81	n = 18
	<i>Within</i>		158,25	117,93	941,22	T = 43
Precio carne vacuna en dólares (usd/toneladas)	<i>Overall</i>	1.441,20	517,26	692,02	2.410,72	N = 774
	<i>Between</i>		0,00	1.441,20	1.441,20	n = 18
	<i>Within</i>		517,26	692,02	2.410,72	T = 43
IPC Uruguay	<i>Overall</i>	27,40	28,35	0,01	100,00	N = 774
	<i>Between</i>		0,00	27,40	27,40	n = 18
	<i>Within</i>		28,35	0,01	100,00	T = 43
Tipo de cambio nominal	<i>Overall</i>	15,46	13,20	0,01	43,57	N = 774
	<i>Between</i>		0,00	15,46	15,46	n = 18
	<i>Within</i>		13,20	0,01	43,57	T = 43
Tasa de interés	<i>Overall</i>	3,81	3,69	0,08	14,60	N = 774
	<i>Between</i>		0,00	3,81	3,81	n = 18
	<i>Within</i>		3,69	0,08	14,60	T = 43
PIB Uruguay (millones de dólares)	<i>Overall</i>	98.178,04	295.122,90	510,95	1.423.516	N = 774
	<i>Between</i>		0,00	98.178,04	98.178,04	n = 18
	<i>Within</i>		295.122,90	510,95	1.423.516	T = 43
Tractores por cada 1000 hectáreas	<i>Overall</i>	184,38	208,99	30,42	937,62	N = 774
	<i>Between</i>		213,62	50,48	905,85	n = 18
	<i>Within</i>		22,89	62,17	292,77	T = 43

Tenencia (Superficie en arrendamiento/superficie en propiedad)	<i>Overall</i>	0,33	0,12	0,17	0,66	N = 774
	<i>Between</i>		0,07	0,23	0,44	n = 18
	<i>Within</i>		0,10	0,08	0,56	T = 43
Índice CONEAT promedio de las UP del INC	<i>Overall</i>	122,51	38,51	2,00	268,00	N = 598
	<i>Between</i>		29,22	63,09	165,18	n = 18
	<i>Within</i>		28,07	27,99	241,00	T-bar = 33,2

Nota: el cuadro resume las principales estadísticas descriptivas del panel de datos para los 18 departamentos durante el período 1980-2022. N es el número total de observaciones, n el número de departamentos, T el total de años de observación por departamento, y T-bar el promedio de años de observación por departamento. Todas las variables en valores monetarios están expresadas en dólares constantes de 2022.

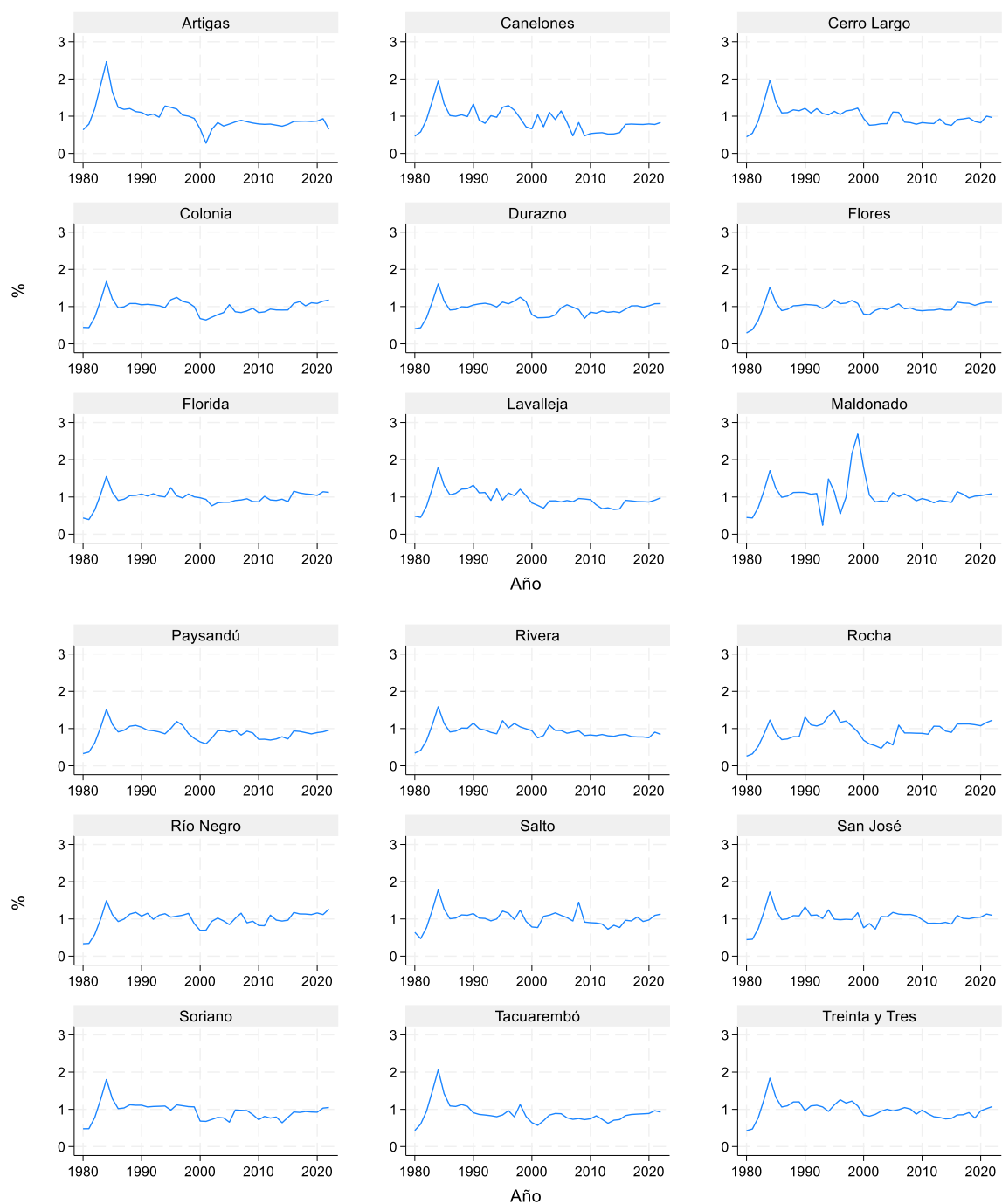
A.10 Figura 6 – Precio promedio de la tierra en dólares constantes por hectárea 1980-2022 por departamento



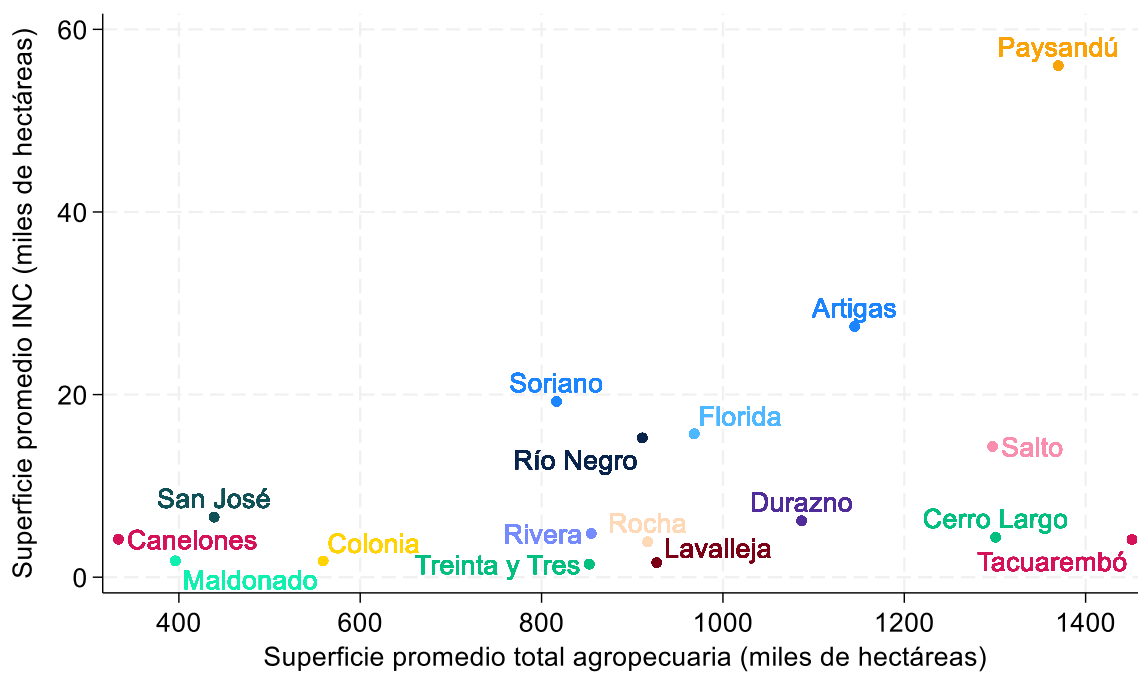
A.11 Cuadro 4 – Valor promedio, desvío estándar, valor mínimo y valor máximo del precio de la tierra en dólares constantes por hectárea entre 1980 y 2022, según departamento.

Departamento	Media	Desv. Est.	Min	Max
Artigas	1.034	783	245	2.833
Canelones	2.646	1.963	606	6.569
Cerro Largo	1.523	1.268	326	5.042
Colonia	3.248	2.594	665	8.702
Durazno	1.902	1.494	428	5.340
Flores	2.460	2.004	549	6.869
Florida	2.178	1.612	518	5.416
Lavalleja	1.694	1.295	340	4.199
Maldonado	2.442	1.899	446	5.942
Paysandú	1.983	1.460	417	5.218
Rivera	1.431	1.098	294	3.769
Rocha	1.821	1.521	335	4.915
Río Negro	2.692	2.448	403	7.744
Salto	1.539	1.283	389	7.010
San José	2.943	2.530	592	8.242
Soriano	3.139	2.631	675	8.277
Tacuarembó	1.508	1.221	307	4.107
Treinta y Tres	1.422	1.076	273	3.638

A.12 Figura 7 – Tasa de recaudación efectiva CIR respecto al valor catastral según departamentos para el período 1980-2022.



A.13 Figura 8 – Superficie promedio total del INC y superficie total agropecuaria promedio según departamentos para el período 1980-2022



A.14 Cuadro 5– Cantidad de unidades productivas INC respecto al total de las explotaciones agropecuarias según estratos de tamaño y total

Variable		Media	Desv. Est.	Min	Max	Obs.
Cantidad de UP INC con relación al total	<i>overall</i>	0,0366	0,0543	0,0002	0,3153	N = 764
	<i>between</i>		0,0451	0,0010	0,1358	n = 18
	<i>within</i>		0,0318	-0,0716	0,2201	T-bar = 42.44
Cantidad de UP INC con relación al total en el estrato 1	<i>overall</i>	0,0590	0,0848	0,0003	0,5297	N = 641
	<i>between</i>		0,0667	0,0019	0,2252	n = 18
	<i>within</i>		0,0512	-0,1212	0,3635	T-bar = 35.61
Cantidad de UP INC con relación al total en el estrato 2	<i>overall</i>	0,0457	0,0776	0,0008	0,4408	N = 688
	<i>between</i>		0,0600	0,0016	0,2219	n = 18
	<i>within</i>		0,0488	-0,1197	0,3152	T-bar = 38.22
Cantidad de UP INC con relación al total en el estrato 3	<i>overall</i>	0,0297	0,0384	0,0029	0,1944	N = 364
	<i>between</i>		0,0260	0,0046	0,0898	n = 15
	<i>within</i>		0,0234	-0,0443	0,1344	T-bar = 24.26
Cantidad de UP INC con relación al total en el estrato 4	<i>overall</i>	0,0072	0,0048	0,0029	0,0455	N = 303
	<i>between</i>		0,0116	0,0033	0,0455	n = 12
	<i>within</i>		0,0022	-0,0026	0,0148	T-bar = 25.25

Nota: el cuadro resume las principales estadísticas descriptivas del panel de datos para los 18 departamentos durante el período 1980-2022. N es el número total de observaciones, n el número de departamentos, y T-bar el promedio de años de observación por departamento.

A.15 Cuadro 6 – Tamaño promedio de las explotaciones INC y totales, según departamentos, 1980-2022

Departamento		Tamaño promedio del total de las explotaciones agropecuarias según estratos de tamaño						Tamaño promedio de las explotaciones INC según estratos de tamaño					
		Total	1	2	3	4	5	Total	1	2	3	4	5
Artigas	Media	575,4	23,1	265,6	709,1	2.084,4	7.378,5	320,1	26,7	304,2	668,6	1.295,3	.
	Min	539,1	20,8	256,4	697,3	2.023,7	7.045,5	14,4	3,0	111,2	518,1	1.295,3	.
	Máx	621,0	24,2	272,6	717,7	2.166,8	7.531,9	882,0	63,4	470,4	999,9	1.295,3	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	33,0	33,0	32,0	2,0	0,0
Canelones	Media	34,9	17,6	196,3	684,8	1.754,7	.	33,4	26,6	146,2	.	1.559,9	.
	Min	23,4	14,9	185,7	672,2	1.663,8	.	11,3	11,3	100,4	.	1.559,9	.
	Máx	43,2	19,5	206,0	699,9	1.854,1	.	142,5	52,6	400,0	.	1.559,9	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	0,0	43,0	43,0	17,0	0,0	2,0	0,0
Cerro Largo	Media	454,4	34,7	243,0	698,8	1.971,7	8.129,3	151,2	32,7	249,5	589,3	1.046,5	.
	Min	339,7	29,9	235,8	682,1	1.949,1	7.827,8	3,3	2,9	155,4	500,9	1.046,5	.
	Máx	546,5	37,3	247,3	714,4	2.025,7	8.481,7	465,6	91,9	453,1	913,9	1.046,5	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	35,0	28,0	29,0	5,0	2,0	0,0
Colonia	Media	161,7	35,1	215,7	673,3	1.659,4	6.085,8	98,6	65,4	146,3	.	.	.
	Min	121,7	30,6	210,0	667,6	1.538,0	5.051,0	26,0	22,3	101,0	.	.	.
	Máx	185,4	38,7	216,8	679,4	1.751,4	6.436,0	202,8	94,6	235,0	.	.	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	33,0	33,0	27,0	21,0	0,0	0,0	0,0
Durazno	Media	487,3	30,6	241,4	716,7	1.867,0	8.005,2	266,5	41,1	273,1	722,1	1.754,8	.
	Min	422,6	26,3	236,5	713,3	1.832,0	7.718,3	18,7	18,7	118,5	594,6	1.361,2	.
	Máx	532,9	34,4	249,8	719,9	1.917,2	9.014,2	798,3	82,8	404,0	841,6	2.345,2	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	33,0	16,0	31,0	5,0	5,0	0,0
Flores	Media	531,8	38,3	250,9	699,7	1.872,7	6.975,2	158,6	55,9	189,6	996,6	2.933,5	.
	Min	432,3	35,7	239,5	688,8	1.783,3	5.883,8	40,4	5,0	111,9	996,6	2.933,5	.
	Máx	575,4	41,1	260,5	715,8	1.966,5	8.580,4	872,0	98,8	280,0	996,6	2.933,5	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	33,0	27,0	17,0	4,0	2,0	0,0
Florida	Media	338,2	34,8	236,2	702,5	1.841,8	6.830,8	147,5	47,9	181,8	559,5	2.863,8	.
	Min	255,2	30,6	226,9	681,7	1.773,5	5.996,6	9,0	5,0	117,3	511,7	1.559,9	.
	Máx	371,0	37,2	244,8	709,6	1.944,1	7.602,5	1.303,4	77,2	320,5	740,4	4.167,7	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	42,0	40,0	41,0	7,0	4,0	0,0
Lavalleja	Media	273,1	36,6	235,4	688,7	1.792,4	7.835,7	72,4	32,1	216,4	688,3	.	.
	Min	223,0	31,1	232,5	675,3	1.750,6	7.382,3	0,2	0,2	118,3	688,3	.	.
	Máx	317,8	42,5	239,2	700,1	1.873,2	8.388,8	485,3	81,8	348,6	688,3	.	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	33,0	33,0	12,0	2,0	0,0	0,0
Maldonado	Media	200,6	38,1	228,4	696,2	1.640,3	5.814,5	57,5	36,2	201,2	.	.	.
	Min	149,5	33,8	220,8	686,4	1.529,7	5.814,5	5,0	5,0	102,5	.	.	.
	Máx	229,6	40,5	234,9	707,1	1.702,4	5.814,5	136,9	78,7	463,3	.	.	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	12,0	33,0	33,0	18,0	0,0	0,0	0,0
Paysandú	Media	610,4	26,1	249,9	708,9	2.060,7	7.932,4	221,7	48,0	222,3	647,8	1.486,4	.
	Min	448,7	23,4	233,4	700,6	2.016,4	7.129,1	36,0	0,7	113,2	501,4	1.064,2	.
	Máx	727,4	29,5	255,2	721,8	2.103,9	8.946,6	483,2	98,1	425,9	974,2	2.154,6	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	42,0	40,0	8,0	0,0

Rivera	Media	333,7	31,5	235,7	705,6	1.972,1	8.241,8	647,4	56,8	445,0	811,2	1.208,0	.
	Min	249,4	26,2	231,9	703,0	1.888,5	6.245,1	56,8	56,8	418,1	670,4	1.208,0	.
	Máx	415,6	35,0	238,0	718,8	2.086,7	12.998,3	1.088,6	56,8	468,8	987,8	1.208,0	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	22,0	2,0	11,0	17,0	2,0	0,0
Rocha	Media	392,3	40,5	231,0	706,4	1.947,0	8.292,7	963,2	37,9	439,4	801,5	3.483,0	.
	Min	311,2	35,1	222,7	694,2	1.925,8	7.608,1	29,4	0,6	416,8	620,5	3.483,0	.
	Máx	461,5	45,4	236,2	711,9	1.989,6	8.948,9	3.483,0	77,1	462,0	982,5	3.483,0	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	10,0	5,0	4,0	4,0	2,0	0,0
Río Negro	Media	723,8	38,3	237,5	718,3	2.022,1	8.085,2	101,8	49,1	163,4	611,0	.	.
	Min	535,6	34,9	226,1	702,8	1.973,8	7.491,1	5,0	5,0	105,4	556,9	.	.
	Máx	853,0	41,2	252,4	739,0	2.067,5	9.233,1	163,3	95,1	273,2	699,0	.	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	6,0	0,0	0,0
Salto	Media	525,9	25,7	254,5	724,4	2.051,8	7.842,2	250,4	38,7	218,9	675,7	1.389,8	.
	Min	484,9	23,0	247,1	721,2	1.984,2	7.447,7	16,8	1,7	107,3	509,7	1.025,9	.
	Máx	585,9	28,9	259,8	732,2	2.112,1	8.270,9	963,6	90,8	360,3	812,4	2.528,9	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	41,0	39,0	37,0	20,0	10,0	0,0
San José	Media	130,0	31,3	209,5	680,2	1.641,0	6.462,6	57,7	40,8	178,3	623,1	.	.
	Min	82,6	25,1	202,6	673,3	1.604,5	5.419,0	11,6	11,6	100,9	566,2	.	.
	Máx	157,8	33,5	213,5	687,0	1.727,3	7.134,5	257,4	94,0	494,0	679,9	.	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	29,0	4,0	0,0	0,0
Soriano	Media	382,3	32,0	240,1	711,9	1.891,6	6.843,2	77,5	49,7	143,8	725,9	.	.
	Min	279,2	29,2	236,8	703,8	1.812,7	4.832,4	23,5	5,9	106,1	605,7	.	.
	Máx	450,7	33,6	246,1	720,4	1.956,4	8.418,5	166,9	92,6	211,3	846,0	.	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	42,0	40,0	4,0	0,0	0,0
Tacuarembó	Media	494,5	28,9	249,4	706,1	1.992,9	7.534,1	381,4	54,8	247,2	654,3	.	.
	Min	384,1	23,2	246,2	702,0	1.968,1	6.957,5	129,1	20,0	101,3	504,0	.	.
	Máx	568,6	32,8	251,3	708,3	2.086,9	8.728,9	965,6	99,8	441,4	965,6	.	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	24,0	6,0	19,0	14,0	0,0	0,0
Treinta y Tres	Media	481,3	40,3	243,1	709,2	1.877,5	7.956,0	185,4	38,3	217,3	540,4	1.595,8	.
	Min	406,3	34,9	235,6	692,4	1.845,5	7.147,6	40,9	6,4	104,9	513,8	1.595,8	.
	Máx	563,8	44,4	250,2	730,8	1.904,3	9.035,8	618,7	96,7	481,9	568,1	1.595,8	.
	N	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	17,0	10,0	16,0	5,0	2,0	0,0

A.16 Cuadro 7 – Tabla de correlaciones entre las variables de control y el precio de la tierra

Variable	Precio de la tierra (dólares por hectárea)	Distancia (km)	Índice CONEAT promedio	Lluvias promedio (lts/m2)	Población	Rendimiento de ganadería (cabezas de ganado/ha)	Rendimiento de leche (lts/ha)	Precio leche en dólares (usd/toneladas)
Precio de la tierra (dólares por hectárea)	1							
Distancia (km)	-0,2533***	1						
Índice CONEAT promedio	0,2961***	-0,5319***	1					
Lluvias promedio (lts/m2)	-0,1347***	0,2932***	-0,2412***	1				
Población	0,5185***	0,0737*	-0,149***	0,0132	1			
Rendimiento de ganadería (cabezas de ganado/ha)	-0,6422***	0,2343***	-0,128***	0,0284	-0,5907***	1		
Rendimiento de leche (lts/ha)	0,6149***	-0,3015***	0,2692***	-0,1576***	0,4513***	-0,5353***	1	
Precio leche (usd/toneladas)	-0,0051	0	0	-0,0383	-0,2739***	0,2225***	-0,1587***	1
Precio trigo (usd/toneladas)	-0,1057**	0	0	-0,1133**	-0,4154***	0,2624***	-0,2551***	0,4306***
Precio carne vacuna (usd/toneladas)	0,7013***	0	0	-0,1187***	0,4309***	-0,4845***	0,3851***	0,2934***
IPC Uruguay	0,7347***	0	0	-0,0638	0,6985***	-0,6898***	0,6021***	-0,156***
Tipo de cambio nominal	-0,2055***	0	0	0,0466	-0,2299***	0,3556***	-0,1686***	-0,0945***
Tasa de interés	-0,5906***	0	0	0,0413	-0,7507***	0,5931***	-0,54***	0,3001***
PIB Uruguay (millones de dólares)	-0,1808***	0	0	0,0182	-0,4342***	0,2364***	-0,2668***	0,3019***
Tractores por cada 1000 hectáreas	0,2511***	-0,5994***	0,6089***	-0,2276***	0,0095	-0,218***	0,318***	-0,0341
Tenencia (Superficie en arrendamiento/superficie en propiedad)	0,6351***	-0,0543	0,2523***	-0,043	0,5169***	-0,6181***	0,5934***	-0,2045***
Índice CONEAT promedio de las UP del INC	0,1055**	-0,4435***	0,5566***	-0,2013***	-0,1055**	-0,0673	0,1227**	-0,0639

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

continúa

A.16 Cuadro 7 – Tabla de correlaciones entre las variables de control y el precio de la tierra

Variable	Precio trigo (usd/toneladas)	Precio carne vacuna (usd/toneladas)	IPC	Tipo de cambio nominal	Tasa de interés	PIB (millones de dólares)	Tractores por cada 1000 hectáreas	Tenencia	Índice CONEAT promedio de las UP del INC
Precio trigo (usd/toneladas)	1								
Precio carne vacuna (usd/toneladas)	0,2457***	1							
IPC Uruguay	-0,3127***	0,7014***	1						
Tipo de cambio nominal	-0,1186***	-0,405***	-0,2858***	1					
Tasa de interés	0,694***	-0,3386***	-0,7452***	0,0351	1				
PIB Uruguay (millones de dólares)	0,8972***	0,1292***	-0,3185***	-0,1033***	0,7516***	1			
Tractores por cada 1000 hectáreas	-0,0553	0,0373	0,0741	-0,0172	-0,0837*	-0,057	1		
Tenencia (Superficie en arrendamiento/superficie en propiedad)	-0,2756***	0,4329***	0,6214***	-0,2725***	-0,6001***	-0,2821***	0,0421	1	
Índice CONEAT promedio de las UP del INC	-0,0475	-0,1385***	-0,1146**	0,0108	0,0527	-0,0461	0,295***	0,0711	1

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

A.17 Pruebas de especificación

La prueba de efectos fijos se utiliza para determinar si los efectos fijos son necesarios en el modelo. Evalúa si las diferencias entre las unidades son significativas. De esta manera, si se rechaza la hipótesis nula, se concluye que los efectos fijos son necesarios y que las unidades tienen características específicas que deben ser controladas en el modelo (Baltagi, 2008).

A los efectos de comparar los estimadores de efectos fijos contra los de efectos aleatorios, la literatura sugiere la prueba de Hausman. La hipótesis nula de esta prueba es que los estimadores de efectos aleatorios son consistentes y eficientes. Si se rechaza la hipótesis nula, se prefiere el modelo de efectos fijos porque los estimadores de efectos aleatorios no son consistentes, indicando que los efectos aleatorios están correlacionados con las variables explicativas (Hausman, 1978).

La prueba de Breusch-Pagan o también conocida como prueba de los Multiplicadores de Lagrange, se utiliza para determinar si el modelo de efectos aleatorios es el más adecuado, para lo cual evalúa la presencia de heteroscedasticidad. Si se rechaza la hipótesis nula, indica que hay heteroscedasticidad, sugiriendo que el modelo de efectos aleatorios es más apropiado que un modelo de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) (Breusch-Pagan, 1980).

Finalmente, las pruebas de presencia de autocorrelación serial en los residuos del modelo de panel son utilizadas debido a que la presencia de ésta puede afectar la eficiencia y consistencia de los estimadores. La detección de autocorrelación serial indica que las observaciones no son independientes a lo largo del tiempo, lo que puede requerir ajustes en el modelo para corregir este problema. Pruebas como la de Wooldridge para autocorrelación en datos de panel son comúnmente utilizadas (Baltagi, 2005).

La aplicación de estas pruebas resulta necesaria para determinar la utilización de un modelo de efectos fijos, efectos aleatorios, o si debe ajustar el modelo para controlar la

heterocedasticidad y/o la autocorrelación serial para obtener estimaciones confiables. De todos modos, la utilización de estas pruebas en la literatura no está exenta de críticas. Hsiao (2014) y Hsiao y Sun (2000) indican que, si bien en la práctica se cuenta con poca información previa para seleccionar la especificación adecuada, las pruebas comúnmente empleadas explotan la implicancia de una determinada formulación en un marco específico. Es decir, no prueban directamente la hipótesis que se busca verificar, en su lugar, se basan en las consecuencias que surgen de asumir un modelo específico dentro de ciertos supuestos, lo que las convierte en pruebas indirectas.

A.18 Cuadro 8 – Definición de las variables explicativas de interés y el conjunto de variables de control.

Variable	Detalle
Ln(CIR)	Logaritmo de la tasa efectiva de recaudación CIR
Ln(INC)	Logaritmo de la superficie INC s/total de superficie agropecuaria
Rend_g	Rendimiento de ganadería (cabezas de ganado/ha)
Rend_l	Rendimiento de leche (lts/ha)
Leche_usd	Precio leche en dólares (usd/toneladas)
Trigo_usd	Precio trigo en dólares (usd/toneladas)
Carnev_usd	Precio carne vacuna en dólares (usd/toneladas)
Distancia	Distancia (km)
CONEAT	Índice CONEAT promedio
Rpn	Lluvias promedio (lts/m2)
Pob	Población
IPC	IPC Uruguay
Tc	Tipo de cambio nominal
T_interes	Tasa de interés
Ln(PIB)	PIB Uruguay (millones de dólares)
Trac	Tractores por cada 1000 hectáreas
Tenencia	Superficie en arrendamiento/superficie en propiedad (hectáreas)
Ln(INC_explotac)	Logaritmo de la cantidad de explotaciones INC s/total de explotaciones agropecuarias
Ln(INC_coneat)	Logaritmo del Índice CONEAT promedio de las UP del INC
Ln(P_tierra) (t-1)	Rezago del logaritmo del precio de la tierra
Ln(CIR) (t-1)	Rezago del logaritmo de la tasa efectiva de recaudación CIR
Ln(INC) (t-1)	Rezago del logaritmo de la superficie INC s/total de superficie agropecuaria

A.19 Cuadro 9 – Resultado de las pruebas de especificación del modelo

	Prueba			
	Efectos Fijos	Breusch-Pagan	Hausman	Wooldridge
Estadístico	F(17, 744)	$\chi^2(01)$	$\chi^2(2)$	F(1, 17)
Valor-p	42,08***	1117,1***	700,35***	116,45

Nivel de significación: 10% (*), 5% (**) y 1% (***).

La prueba de Breusch-Pagan rechazó la hipótesis de ausencia de efectos aleatorios, sugiriendo que este modelo podría ser eficiente. Luego, la prueba de significación conjunta con efectos fijos mostró que estos son relevantes y deben ser incluidos en el modelo al rechazar la hipótesis nula de ausencia de efectos fijos. Para estudiar la presencia de correlación entre el componente asociado a los inobservables por departamento y las variables explicativas, se aplicó la prueba de Hausman que rechaza la hipótesis nula, indicando que las estimaciones con efectos aleatorios no son consistentes. Por lo tanto, aunque la prueba de Breusch-Pagan sugiera emplear efectos aleatorios, la prueba de Hausman muestra que esta estimación no sería consistente. En este caso, y debido a que se trata de una muestra donde las unidades son departamentos, lo más adecuado es la estimación con efectos fijos. Finalmente, mediante la prueba de Wooldridge, se rechazó la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación de primer orden en los errores del modelo, indicando que se deben usar métodos de estimación robusta para corregirla y obtener estimaciones consistentes.

A.20 Cuadro 9 – Modelo estático de efectos fijos y variables de control. Muestra completa

1980-2022, todos los departamentos.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Ln(CIR)	-0,0350 (0,0479)	-0,0454 (0,0479)	-0,0396 (0,0480)	-0,0405 (0,0475)	-0,0426 (0,0483)	-0,0139 (0,0461)	-0,0442 (0,0487)
Ln(INC)	-0,0199 (0,0170)	-0,0143 (0,0172)	-0,0156 (0,0172)	-0,0120 (0,0169)	-0,0123 (0,0175)	0,0322 (0,0316)	-0,0195 (0,0163)
Rend_g		-0,0455* (0,0272)					-0,0550** (0,0273)
Rend_l		0,0000 (0,0000)					0,0000 (0,0000)
Leche_usd		0,0005*** (0,0001)					-0,0005*** (0,0001)
Trigo_usd		0,0003** (0,0001)					0,0039*** (0,0002)
Carnev_usd		0,003*** (0,0001)					0,0002*** (0,0001)
Distancia	0,003*** (0,0002)						-0,002*** (0,0002)
CONEAT	0,0577*** (0,003)						0,008*** (0,0013)
Rpn	-0,0000 (0,0000)						-0,0000 (0,0000)
Pob	-0,461 (0,323)						-0,774** (0,321)
IPC			0,017*** (0,001)				0,011*** (0,002)
Tc			-0,0014 (0,003)				-0,015*** (0,004)
T_interes			-0,125*** (0,007)				-0,423*** (0,020)
Ln(PIB)			0,286*** (0,011)				0,364*** (0,021)
Trac				-0,006** (0,0007)			-0,002*** (0,0001)
Tenencia					0,181 (0,150)		-0,148 (0,149)
Ln(INC_explotac)						-0,051 (0,041)	
Ln(INC_coneat)						0,0000 (0,0000)	

Constante				6,228*** (0,284)	6,122*** (0,295)	6,228*** (0,296)	
Efectos fijos por departamento	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por año	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Número de observaciones	764	764	764	764	764	598	764
R ²	0,942	0,942	0,942	0,943	0,942	0,957	0,946
Número de grupos	18	18	18	18	18	18	18
Wald chi2	1.112.708	1.107.734	1.090.416	11.533	11.064	11.078	1.273.766
rho	0,347	0,350	0,356	0,336	0,353	0,279	0,308

Nota: La variable dependiente en todos los casos es el logaritmo del precio de la tierra por hectárea (dólares constantes). Las regresiones reportan errores estándar corregidos para panel (*Panel-Corrected Standard Errors*, PCSE), ajustados por heterocedasticidad y autocorrelación de primer orden. Nivel de significación: 10% (*), 5% (**) y 1% (***).

A.21 Cuadro 10 – Modelo estático de efectos fijos para el período 1980-1999.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Ln(CIR)	0,002 (0,063)	0,004 (0,054)	0,002 (0,050)	0,002 (0,062)	0,002 (0,060)	0,004 (0,061)	0,004 (0,060)
Ln(INC)	0,014 (0,020)	0,022 (0,019)	0,029 (0,021)	0,014 (0,020)	0,018 (0,019)	0,013 (0,019)	0,018 (0,019)
Distancia		0,002*** (0,0001)					-0,002*** (0,000)
CONEAT		0,034*** (0,005)					0,008*** (0,002)
Rpn		0,000 (0,000)					
Pob		3,073*** (1,156)					
Rend_g			0,0026 (0,014)				0,011 (0,014)
Rend_l			- 0,0003*** (0,0001)				
Leche_usd			0,003*** (0,0001)				
Trigo_usd			0,003*** (0,0002)				0,000 (0,0001)
Carnev_usd			0,001*** (0,0000)				-0,0008*** (0,0000)
IPC				0,030*** (0,002)			0,0530*** (0,0048)
T_interes				-0,123*** (0,004)			-0,0783*** (0,0095)
Ln(PIB)				0,300*** (0,013)			0,356*** (0,0174)
Trac					-0,0023*** (0,001)		-0,0028*** (0,0008)
Tenencia						0,414 (0,305)	0,272 (0,287)
Constante	6,594*** (0,354)				6,704*** (0,335)	6,495*** (0,363)	
Efectos fijos por departamento	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por año	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Número de observaciones	350	350	350	350	350	350	350
R ²	0,986	0,990	0,990	0,986	0,987	0,986	0,987
Número de grupos	18	18	18	18	18	18	18

Wald chi2	24.721	3.112.011	10.100.000	37.600.000	1.595	19.723	7.465.724
rho	0,475	0,563	0,581	0,475	0,496	0,490	0,490

Nota: La variable dependiente en todos los casos es el logaritmo del precio de la tierra por hectárea (dólares constantes). Las regresiones reportan errores estándar corregidos para panel (*Panel-Corrected Standard Errors*, PCSE), ajustados por heterocedasticidad y autocorrelación de primer orden. Nivel de significación: 10% (*), 5% (**) y 1% (***).

A.22 Cuadro 11 – Modelo estático de efectos fijos para el período 2000-2022.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Ln(CIR)	-0,151** (0,0701)	-0,146** (0,071)	-0,165** (0,072)	-0,151** (0,070)	-0,161** (0,070)	-0,184** (0,072)	-0,194*** (0,073)
Ln(INC)	-0,035 (0,023)	-0,036 (0,023)	-0,032 (0,024)	-0,036 (0,023)	-0,030 (0,024)	-0,027 (0,023)	-0,026 (0,023)
Distancia		0,002*** (0,001)					-0,002*** (0,0004)
CONEAT		0,051*** (0,007)					0,004* (0,002)
Rpn		-0,0002 (0,0001)					
Pob		-0,771 (0,872)					
Rend_g			-0,106 (0,102)				-0,079 (0,107)
Rend_l			0,000 (0,000)				
Leche_usd			0,002*** (0,0004)				
Trigo_usd			0,003*** (0,0005)				0,002*** (0,0003)
Carnev_usd			0,0024*** (0,0001)				0,0004*** (0,000)
IPC				0,003*** (0,002)			0,005*** (0,001)
T_interes				-0,123*** (0,004)			-0,143*** (0,024)
Ln(PIB)				0,300*** (0,013)			0,289*** (0,029)
Trac					-0,002 (0,0015)		-0,002 (0,002)
Tenencia						0,652** (0,313)	0,487 (0,329)
Constante	5,132*** (0,392)						
Efectos fijos por departamento	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por año	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Número de observaciones	414	414	414	414	414	414	414
R ²	0,935	0,935	0,936	0,935	0,936	0,937	0,939
Número de grupos	18	18	18	18	18	18	18
Wald chi2	6.995	870.411	887.642	864.953	890.653	915.891	946.417

rho	0,125	0,122	0,118	0,125	0,117	0,111	0,101
<i>Nota:</i> La variable dependiente en todos los casos es el logaritmo del precio de la tierra por hectárea (dólares constantes). Las regresiones reportan errores estándar corregidos para panel (<i>Panel-Corrected Standard Errors</i>, PCSE), ajustados por heterocedasticidad y autocorrelación de primer orden. Nivel de significación: 10% (*), 5% (**) y 1% (***).							

A.23 Cuadro 12 – Modelo estático de efectos fijos para el grupo de departamentos Índice
CONEAT bajo, período completo (1980-2022).

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Ln(CIR)	-0,121* (0,062)	-0,112* (0,062)	-0,132** (0,063)	-0,120* (0,062)	-0,115* (0,063)	-0,125** (0,062)	-0,127** (0,063)
Ln(INC)	-0,029 (0,027)	-0,0326 (0,027)	-0,027 (0,026)	-0,029 (0,027)	-0,031 (0,027)	-0,032 (0,025)	-0,033 (0,025)
Distancia		-0,001*** (0,0002)					-0,001*** (0,0002)
CONEAT		0,066*** (0,012)					
Rpn		-0,000 (0,000)					
Pob		1,817 (1,176)					
Rend_g			-0,105 (0,072)				-0,0943 (0,069)
Rend_l			0,0000 (0,000)				
Leche_usd			0,0004** (0,0002)				
Trigo_usd			0,0005** (0,0002)				0,005*** (0,0004)
Carnev_usd			0,003*** (0,0001)				-0,0001 (0,0001)
IPC				0,0166*** (0,0011)			0,007*** (0,001)
T_interes				-0,1017*** (0,0106)			-0,435*** (0,024)
Ln(PIB)				0,261*** (0,016)			0,325*** (0,020)
Trac					-0,0009 (0,0011)		-0,001 (0,001)
Tenencia						-0,810*** (0,292)	-0,795*** (0,273)
Constante	5,825*** (0,393)				5,873*** (0,399)	6,019*** (0,402)	
Efectos fijos por departamento	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por año	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Número de observaciones	377	377	377	377	377	377	377
R ²	0,929	0,930	0,931	0,923	0,929	0,933	0,935

Número de grupos	9	9	9	9	9	9	9
Wald chi2	3.936	408.504	427.644	393.224	4.046	4.479	494.598
rho	0,362	0,347	0,336	0,362	0,358	0,322	0,301

Nota: La variable dependiente en todos los casos es el logaritmo del precio de la tierra por hectárea (dólares constantes). Las regresiones reportan errores estándar corregidos para panel (*Panel-Corrected Standard Errors*, PCSE), ajustados por heterocedasticidad y autocorrelación de primer orden. Nivel de significación: 10% (*), 5% (**) y 1% (***).

A.24 Cuadro 13 – Modelo estático de efectos fijos para el grupo de departamentos Índice

CONEAT alto, período completo (1980-2022).

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Ln(CIR)	0,110* (0,061)	0,135** (0,062)	0,111* (0,061)	0,110 (0,061)	0,033 (0,063)	0,075 (0,062)	0,018 (0,063)
Ln(INC)	0,002 (0,022)	-0,0233 (0,021)	0,0034 (0,021)	0,0021 (0,022)	0,018 (0,021)	0,012 (0,022)	0,024 (0,021)
Distancia		0,004*** (0,0002)					-0,006*** (0,002)
CONEAT		0,066*** (0,0034)					
Rpn		-0,0000 (0,0000)					
Pob		-0,835*** (0,289)					
Rend_g			-0,0424 (0,0271)				-0,0448 (0,0286)
Rend_l			-0,0000 (0,0000)				
Leche_usd			0,0010*** (0,0002)				
Trigo_usd			0,0006*** (0,0002)				0,0034*** (0,0004)
Carnev_usd			0,0037*** (0,0001)				0,0000 (0,0001)
IPC				0,017*** (0,0009)			0,0063*** (0,0012)
T_interes				-0,170*** (0,008)			-0,451*** (0,0302)
Ln(PIB)				0,377*** (0,0144)			0,480*** (0,045)
Trac					-0,003*** (0,0008)		-0,003*** (0,001)
Tenencia						0,472*** (0,165)	0,240 (0,196)
Constante						7,816*** (0,367)	
Efectos fijos por departamento	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por año	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Número de observaciones	387	387	387	387	387	387	387
R ²	0,959	0,961	0,960	0,959	0,960	0,960	0,962
Número de grupos	9	9	9	9	9	9	9

Wald chi2	951.212	975.696	991.104	951.212	1.026.485	8.785	1.091.274
rho	0,281	0,266	0,267	0,281	0,269	0,268	0,251

Nota: La variable dependiente en todos los casos es el logaritmo del precio de la tierra por hectárea (dólares constantes). Las regresiones reportan errores estándar corregidos para panel (*Panel-Corrected Standard Errors*, PCSE), ajustados por heterocedasticidad y autocorrelación de primer orden. Nivel de significación: 10% (*), 5% (**) y 1% (***).