

LA RENTA DIFERENCIAL AGRÍCOLA EN ARGENTINA EN 1986-2008, CON DATOS DE PANEL Y CO-INTEGRACIÓN

ANA G. BUS Y JOSÉ L. NICOLINI LLOSA

RESUMEN

Ajustamos un modelo de renta diferencial de la tierra por departamento agrícola para 1986-2008 en Argentina. Utilizamos co-integración y datos en panel diferenciados por los aproximadamente 450 departamentos fértiles del país según cultivo. Estimaciones con esta desagregación son originales para Argentina.

Utilizamos un modelo de distribución de la producción agrícola dada.

El mejor método evaluado resultó ser el de corrección de errores de Engle y Granger estimado con Mínimos Cuadrados Dinámicos (EGECM-DOLS). Los determinantes de la renta son el rinde, el precio internacional FOB, los costos de producción y el flete doméstico, en ese orden de importancia.

Clasificación JEL: C50, D33, O10, Q12

Palabras clave: Renta diferencial de la tierra; Argentina; datos en panel; co-integración; desarrollo económico.

ABSTRACT

A model of differential land rent by fertile county is estimated for Argentina in 1986-2008. Co-integration and panel data methods are applied to the approximately 450 fertile counties throughout Argentina depending on crop. This degree of disaggregation is original for Argentina.

A model of distribution of the given agricultural output is applied. The best tested method is Engle and Granger's Error Correction Method estimated with Dynamic Ordinary Least Squares (EGECM-DOLS). Land rent is a function of crop yield, international price (FOB), costs and domestic freight, in that order of importance.

JEL Classification: C50, D33, O10, Q12

Keywords: Land differential rent; Argentina; panel data; co-integration; economic development.

LA RENTA DIFERENCIAL AGRÍCOLA EN ARGENTINA EN 1986-2008, CON DATOS DE PANEL Y CO-INTEGRACIÓN

ANA G. BUS¹ Y JOSÉ L. NICOLINI LLOSA²

I. Introducción

Presentamos un ajuste econométrico de la renta diferencial de la tierra desagregada por departamento agrícola en Argentina para 1986-2008. Éstos son los aproximadamente 450 departamentos fértiles del país, según el cultivo. Estimaciones con este detalle de desagregación son originales para Argentina. Utilizamos datos en panel y co-integración, lo cual es también novedoso en el tratamiento de renta de la tierra.

No existen datos oficiales sobre renta de la tierra en Argentina. Por lo tanto, la contribución de este trabajo es doble. Por un lado generamos datos de renta de la tierra diferenciada por departamento en base a datos de rindes, precios y costos de producción que sí están disponibles. Por otra parte, con dichos datos ajustamos un modelo econométrico con las elasticidades correspondientes a cada variable. Si bien no es parte de nuestro ensayo, este modelo ajustado econométricamente permitiría efectuar análisis de política económica mediante simulaciones y proyecciones.

El resultado de nuestro estudio indica que las variables más relevantes en la determinación de la renta de la tierra agrícola en Argentina son el precio internacional de los granos y el rinde de la tierra, este último claramente diferenciado geográficamente.

II. La renta de la tierra y su importancia relativa en Argentina

La renta diferencial de la tierra gradualmente perdió importancia tanto en teoría económica como en economía aplicada desde principio del siglo

¹ Docente UBA, Instituto de Investigaciones Económicas, anagbus@speedy.com.ar, Av. Córdoba 2122, CABA (1120), Argentina.

² Investigador Conicet, Profesor Titular UBA. Instituto de Investigaciones Económicas, nicolini2@gmail.com, Av. Córdoba 2122, CABA (1120), Argentina.

pasado, en línea con la disminución de la importancia del sector agropecuario en el comercio y el PBI mundiales. En Argentina, sin embargo, la producción agropecuaria ha mantenido su importancia, en particular como proveedora neta de divisas para el conjunto de la economía. Entre 1986 y 2008 el PBI del sector agropecuario fue, en promedio, de alrededor del 6,3% del PBI total mientras que el sector manufacturero superó el 20%. Sin embargo, entre 1986 y 2008 las exportaciones de productos primarios y manufacturas de origen agropecuario fueron el 60% del total. El sector agropecuario (en particular el sector agrícola), es la principal fuente superavitaria de divisas para el conjunto de la economía argentina.

Dada esta importancia relativa de la producción agropecuaria en Argentina, surge, por el lado de los ingresos correspondientes, el interrogante acerca del monto de renta diferencial. A modo de contexto, la Tabla 1 muestra la importancia relativa al PBI de la renta agrícola de los principales cinco cultivos en 1986-2008, según nuestros cálculos cuya metodología se desarrolla en la Sección 4 sobre descripción de los datos.

Tabla 1.
Renta diferencial total y valor de la producción de los 5 cultivos como porcentaje del PBI.

Año	Renta diferencial total / PBI _m (en %)	Valor de producción (de los 5 cultivos) / PBI (en %)
1986	0.61	4.96
1987	0.67	4.5
1988	2.34	6.58
1989	0.16	6.86
1990	0.58	4.2
1991	0.34	2.79
1992	0.51	2.69
1993	0.67	2.54
1994	0.6	2.41
1995	0.75	2.87

1996	1.41	3.39
1997	1.05	2.99
1998	0.76	3.36
1999	0.43	2.69
2000	0.45	2.51
2001	0.7	3.18
2002	4.37	10.73
2003	5.05	9.19
2004	4.38	8.9
2005	3.41	7.77
2006	2.59	6.36
2007	3.96	8.08
2008	7.19	11.8
Promedio	1.87	5.28

Fuente: Series de renta de elaboración propia en base a ecuación (2); PBI corriente a precios de mercado: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) para el periodo 1993-2008, llevado hacia atrás, hasta 1986 con tasas de variación del PBI anual corriente del BCRA; valor de la producción: cantidades producidas y precios internacionales (FOB) oficiales de cada grano provienen del Ministerio de Agricultura, Ganadería y Pesca.

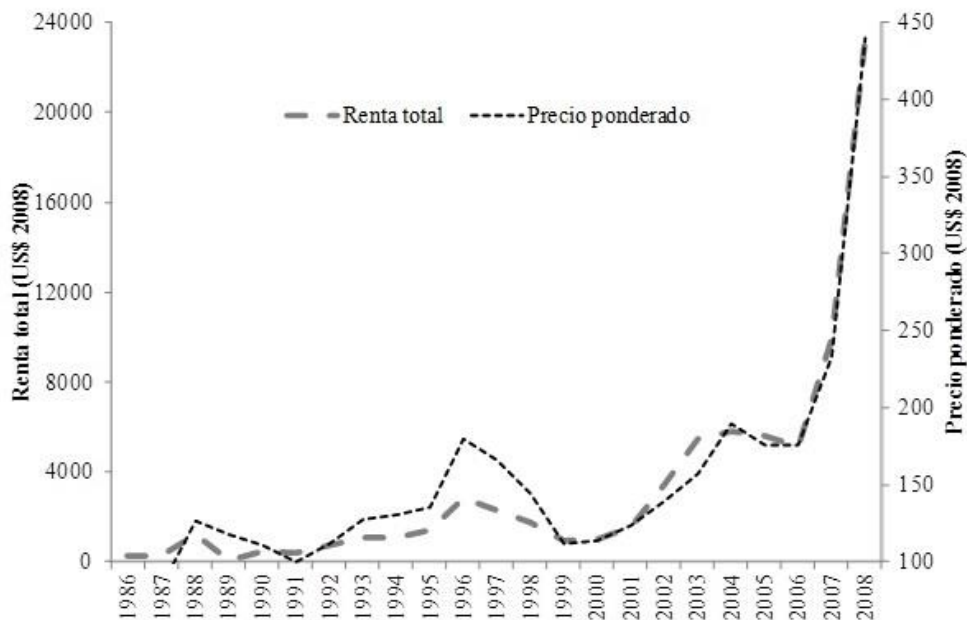
III. Modelo económico sobre la renta

Existe evidencia que indica correlación entre renta de la tierra y rinde, precio de los granos y costos. En particular, Kurkalova et al. (2004) y Janssen y Button (2004) encuentran que el rinde tiene una influencia importante sobre la renta de la tierra. Du et al. (2007) encuentran que las tasas de renta agrícola en Iowa están fuertemente determinadas por los precios de los productos y de los insumos, de la calidad del suelo y de la ubicación relativa. Las variables que proponemos con la ecuación (1) para explicar la renta diferencial de la tierra agrícola en Argentina, están en línea con esos resultados.

Antes de abordar el ajuste econométrico, una primera inspección de los datos sugiere que, en Argentina, la renta diferencial agrícola de la tierra parece estar fuertemente correlacionada con el precio internacional de los

granos. En el Gráfico 1 a continuación se muestra, en escala diferenciada para cada eje, nuestro cómputo de la renta diferencial total anual en dólares constantes de 2008 correspondiente a los cinco granos mencionados, y el precio promedio ponderado por la participación relativa de cada grano en el valor de producción total de los cinco granos.

Gráfico 1.
Renta diferencial total anual en dólares constantes de 2008 y precio internacional (FOB) promedio ponderado.



Fuente: Series de renta de elaboración propia en base a ecuación (2); cantidades producidas y precios internacionales (FOB) oficiales de cada grano provienen del Ministerio de Agricultura, Ganadería y Pesca.

Pasemos ahora a la ecuación de renta que ajustaremos econométricamente para cada uno de los granos, que es la siguiente:

$$ren_{t,i} = \beta_0 + \beta_1 rinde_{t,i} + \beta_2 pr_{t,i} + \beta_3 flete_{t,i} + \beta_4 cf_{t,i} + \beta_5 cv_{t,i} + \beta_6 ce_{t,i} + u_{t,i} \quad (1)$$

donde:

ren: renta;

rinde: rinde medido como producción por ha. sembrada;

pr: precio f.o.b. del grano, promedio de los meses de cosecha;

flete: costo de flete corto de 30 km y de flete largo al puerto más cercano;

cf: costos fijos, definidos como costos independientes de la cantidad producida y medidos por hectárea sembrada;

cv: costos variables, definidos como un porcentaje del precio del grano;

ce: costos de estructura, definidos como gastos de explotación;

u: término de error;

β_h con $h = 0, 1, \dots, 6$ corresponden a cada uno de los parámetros a estimar;

t: como sub-índice indica tiempo anual;

i: como sub-índice indica departamento.

Todas las variables están en logaritmos y, salvo el rinde, en dólares constantes del año 2008. Exponemos la metodología para el cómputo de las variables de costos, a continuación de la ecuación (2) en la Sección 4 sobre descripción de datos.

El tipo de cambio no se explicita como variable por separado, ya que está enteramente capturado en el cómputo de cada una de las variables. Por ejemplo, los costos variables en pesos de un año *t* cualquiera, se convirtieron a dólares al tipo de cambio de ese año para ser luego deflactados por el IPC de EE.UU., quedando así expresados en dólares de 2008.

El término de perturbación estocástica *u* captura todos los errores y variables omitidas en el cómputo de la renta diferencial según nuestro modelo econométrico en la ecuación (1).

El modelo econométrico propuesto en la ecuación (1) es de elasticidades constantes, y esto implica una limitación ya que para los costos de transporte (únicamente) es de esperar que las elasticidades no sean constantes ya que este costo varía en función de la distancia. En economías donde la distancia es determinante, el modelo de elasticidades constantes propuesto sería incorrecto. Sin embargo, en Argentina la calidad de la tierra no es homogénea, sino que hay una amplia gama de diferentes calidades de tierra que se traducen en costos de producción por tonelada diferenciales para cada calidad de tierra, y son estos costos de producción por tonelada diferenciales los principales determinantes de la renta diferencial de la tierra. Las diferencias de localización se capturan con los distintos costos de transporte, pero no son determinantes de importancia de la renta diferencial en Argentina. Lo serían en países donde las calidades de la tierra fuesen homogéneas, como plantea en su teoría de la localización von Thünen (1996), pero en Argentina no es éste el caso. De hecho, los resultados de los análisis de sensibilidad efectuados para el año 2005 en Bus y Nicolini (2007) indican que los costos de transporte tienen baja importancia relativa en la determinación de la renta de la tierra en nuestro país. Los costos de transporte representan, en promedio para 1986-2008 y para todos los cultivos, aproximadamente el 18% de los costos totales a precios constantes de 2008, lo que refuerza la baja importancia de la distancia en la determinación de la renta de la tierra, al menos durante el período bajo estudio. Por lo dicho, creemos que el error de especificación debido a la suposición de elasticidades constantes para los costos de transporte es de menor importancia comparado con la importante pérdida de simplicidad y poder explicativo para el modelo si se optase por una especificación en niveles para el costo de transporte.

El modelo econométrico propuesto en la ecuación (1) permitirá, mediante la comparación de las respectivas elasticidades constantes, determinar la importancia relativa de cada variable. Esto posibilitaría, en futuros trabajos, efectuar simulaciones o proyecciones de utilidad para el diseño de políticas económicas.

IV. Descripción de datos

IV.1. Modelo para el cómputo de los datos de renta

En Bus y Nicolini (2010) y en Bus (2014) se utiliza un extenso modelo matemático y computarizado en Excel para calcular el excedente agrícola para cada producto y para cada departamento, como el valor de una tonelada de producto menos el costo total de producción y transporte de dicha tonelada al puerto más cercano. El modelo utilizado no es un modelo de oferta que busque explicar la producción. Tampoco es éste un modelo de distribución del excedente agrícola entre diferentes agentes económicos. Por ejemplo, las tarifas a la exportación de granos (las “retenciones”) no se discriminan, de modo que todos los cálculos incluyen (son brutos de) dichas tarifas. Es simplemente un modelo que permite (dada la producción, sus costos y los precios f.o.b), computar dicho excedente. A este excedente le restamos un margen de utilidad o mark-up arbitrario y uniforme, para obtener así la renta. De hecho, el uso de un mark-up uniforme excluye del análisis la redistribución del excedente dentro del propio sector agrícola.

En forma simplificada, el modelo utilizado para dicho cómputo de renta agrícola diferencial anual por departamento puede expresarse como:

$$ren_{i,r} \left(\frac{US\$}{ton} \right) = \frac{pr_{i,r} \left(\frac{AR\$}{ton} \right)}{TC_t \left(\frac{AR\$}{US\$} \right)} - \frac{flete_{i,t} \left(\frac{AR\$}{ton} \right)}{TC_t \left(\frac{AR\$}{US\$} \right)} - \left[cv_{i,t} \left(\frac{US\$}{ton} \right) + \frac{cf_{i,t} \left(\frac{US\$}{ha} \right)}{rinde_{i,t} \left(\frac{ton}{ha} \right)} + ce_{i,t} \left(\frac{US\$}{ha} \right) \right] (1 + m_t) \quad (2)$$

donde a las variables ya definidas con la expresión (1) se agregan:

TC_t : tipo de cambio para el año t , definido en pesos por dólar estadounidense;

m_t : margen de utilidad sobre los costos en dólares (sin alquiler de la tierra) fijado por el agricultor (no propietario).

A diferencia de la ecuación (1), en esta ecuación (2) para cómputo de datos las variables no están en una única moneda, ni en precios constantes ni en logaritmos. Una vez generada la base de datos, transformamos éstos para obtener una base logarítmica homogénea en precios y moneda para la regresión del modelo (1).

Los costos fijos cf son aquellos que no dependen de la cantidad de grano producido, midiéndose como costos por hectárea sembrada; esto los diferencia de los costos variables cv que sí dependen de la cantidad de grano cosechado y se miden como costos por tonelada cosechada. Los

costos fijos cf están compuestos por los costos de labranza y los costos de insumos, que no constituyan la mano de obra, necesarios al momento de la siembra y durante el desarrollo de los cultivos. Los costos variables cv corresponden a un porcentaje del precio del grano en el periodo en cuestión, y están compuestos por las tasas de impuestos y sellados, costos de secado, zarandeo y paritaria, y la comisión de acopio. También se incluye el costo de cosecha, que se calcula directamente como porcentaje del precio del grano. Estos costos varían en función del precio del grano, en función del incremento de los costos propiamente dichos (aumento en el porcentaje a aplicarse para su cálculo) y pueden variar también en función de la zona y el cultivo.

Los costos de estructura ce corresponden a los gastos de explotación, son anuales, y contienen los gastos en personal de campo, movilidad del personal, gastos de administración de la explotación y asesoramiento técnico, honorarios contables, gastos generales de oficina y comunicaciones, impuesto inmobiliario, tasa vial e impuestos sobre capitales. Se calculan en función del tamaño de la explotación.

Nuestro cómputo generó algunos departamentos marginales con renta negativa en el período 1986-2008. Estos son un reducido número de departamentos (27 en total), representan un reducido porcentaje de la producción total y se ubican geográficamente en lo que tradicionalmente se considera la región menos fértil de Argentina. Ningún departamento con renta negativa se encuentra dentro de la Pampa Húmeda. Los departamentos con renta negativa no formaron parte de la muestra utilizada para estimar el modelo econométrico. Dado que no existen datos oficiales ni privados de renta de la tierra por departamento en Argentina, como sí existen en otros países (por ejemplo Estados Unidos), la construcción de nuestra propia serie temporal de renta es inevitable para el análisis del caso argentino.

La expresión (2) es una definición contable. El modelo de distribución en la expresión (1) es una versión compacta de la expresión (2) y toma la oferta como dato. La causalidad en este modelo (1) resulta de la teoría económica que considera que quienes perciben rentas de la propiedad no la invierten en modificar la oferta. En esto coincidieron Ricardo, Walras y Milton Friedman, por nombrar algunos. Al tener su ingreso y su patrimonio protegidos por derechos de propiedad, los rentistas evitan el riesgo de la producción donde la utilidad empresarial está continuamente amenazada por, entre otros riesgos, el de la competencia en innovar y reducir costos. Esto nos permite tomar a la

oferta agrícola como dato y focalizarnos en su distribución; esto es, en el cómputo del excedente agrícola, y, dado un cierto margen de utilidad empresaria, considerar a la renta como endógena. Suponemos así que el precio internacional, la fertilidad (o sea, el rinde), los costos de producción y los costos de transporte dependen de una gran variedad de factores pero no de la renta de la tierra en Argentina, mientras que esta última claramente depende de aquellos. Si aumenta el precio internacional o el rinde, o si bajan los costos de producción o transporte, mejorará el excedente agropecuario y, dado un cierto margen de utilidad, mejorará la renta. Por el contrario, si por alguna razón mejorase la renta, no por eso aumentarían el precio internacional o el rinde físico o bajarán los costos de producción o transporte. Si surgiese evidencia de que el caso Argentino se aparta de la teoría establecida y que variaciones de la renta modifican las condiciones de oferta, nuestro modelo debería modificarse.

IV.2. Fuentes de los datos utilizados para el cómputo de la renta

Los datos para construir los cálculos por departamento para costos fijos, costos variables, costos de estructura y costos de flete provienen de la revista mensual “Márgenes Agropecuarios” del periodo Diciembre de 1985 a Diciembre de 2008. Las distancias para calcular los costos de transporte correspondientes a cada departamento se calcularon con la Guía Interactiva YPF. Los precios de los granos provienen de la Bolsa de Cereales de Buenos Aires. Los rindes de cada departamento para cada grano provienen de la página del Ministerio de Agricultura, Ganadería y Pesca (ex-Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentos). El tipo de cambio nominal proviene del Banco Central de la República Argentina (BCRA) y, para los periodos 1985-1989 con control de cambios utilizamos el tipo de cambio libre de la Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericana (FIEL). El índice de precios al consumidor de Estados Unidos es del Bureau of Labour Statistics y el índice de precios al consumidor de Argentina es del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). Finalmente, el cálculo de la renta diferencial anual por departamento para cada cultivo proviene de Bus y Nicolini (2010) y se encuentran en detalle en los anexos de Bus (2014).

V. Enfoque econométrico

Para la estimación del modelo de la expresión (1) procederemos según el siguiente enfoque.

Falk (1991), Falk y Lee (1998) y Weersink et al. (1999) encuentran evidencia de que la renta de la tierra es una variable estacionaria en primeras diferencias cuando aplican el test de Dickey y Fuller en series de tiempo relativamente largas. También Roche y McQuinn (2000) encuentran evidencia de la no estacionariedad de la renta de la tierra tanto para los tests de Dickey y Fuller (1979) como para el test de Phillips y Perron (1988) y el test de Zivot y Andrews (1992). Lo dicho justifica la necesidad de evaluar, en primer lugar, la existencia de raíces unitarias en cada una de las series que se van a utilizar para estimar la renta y, en segundo lugar, en caso de las mismas no sean estacionarias, evaluar la existencia de algún vector de co-integración entre dichas variables.

Los paneles utilizados en las estimaciones no están balanceados, ya que algunos de los departamentos desaparecen de la muestra por cambios en la utilización de los suelos y otros aparecen por la extensión de la frontera productiva de algunos cultivos, como es el caso de la soja en la década de los '90. Muchos tests de raíces unitarias y vectores de co-integración requieren datos balanceados, por lo que balanceamos los datos de cada cultivo resultando una menor cantidad de observaciones en serie de tiempo, siendo la más corta la del trigo con solo 8 períodos.

Dada la escasa cantidad de observaciones temporales, los tests de raíces unitarias en series de tiempo convencionales no tienen potencia suficiente para concluir en la existencia o no de raíces unitarias en el proceso generador de los datos. Por este motivo, para evaluar la existencia de raíces unitarias se utilizaron los tests para datos en panel de Im et al. (1997) (IPS), Harris y Tzavalis (1999) (HT), Levin et al. (2002) (LLC), Breitung (2000) , LM de Hadri (1999) , y los tests de Maddala y Wu (1999) de tipo Fisher basado en el test de Dickey y Fuller (FDF) y basado en el test de Phillips y Perron (FPP). La aplicación de estos tests a nuestros datos nos indica que el rinde y el costo fijo son variables estacionarias y las restantes variables son no estacionarias. Por otra parte, todas las variables serían estacionarias en primeras diferencias. Estos resultados se presentan en el Cuadro A.1 del apéndice.

Los tests de co-integración que se utilizan en este trabajo son el test de Kao (1999) y el test de Pedroni (1999, 2004) [A]. El test de Kao consiste en un test del tipo Dickey-Fuller (o Dickey-Fuller aumentado) de raíz unitaria para el término de error de la regresión de una ecuación de variables integradas de primer orden como test para la hipótesis nula de no co-integración. La regresión de la que se obtienen los errores es de efectos fijos. El vector de co-integración es común a todos los individuos de corte transversal. El test de Pedroni es una generalización del trabajo de Phillips y Ouliaris (1990); es para la hipótesis nula de no co-integración en modelos de datos de panel, y tiene dos hipótesis alternativas para las que se construyen distintos estadísticos: el test estadístico de panel que supone la hipótesis alternativa de coeficientes de auto correlación homogéneos, $\rho_i = \rho < 1$ para todo i , y el test estadístico de grupo que supone la hipótesis alternativa de coeficientes de auto correlación heterogéneos, $\rho_i < 1$ para todo i . Las simulaciones de Monte Carlo de Banerjee et al. (2004) para estudiar el desempeño de los tests de Kao y Pedroni en muestras finitas llevan a la conclusión de que no debe preferirse uno sobre otro. Westerlund (2005) señala que el test de Pedroni es uno de los más utilizados en la literatura empírica aunque, por otra parte, Gutierrez (2003) muestra que para paneles homogéneos, el test de Kao tiene mayor (menor) potencia que el test de Pedroni cuando se incluyen un número más pequeño (grande) de observaciones en series de tiempo en el panel.

Dado que Westerlund y Basher (2007) plantean la sensibilidad del resultado del test de Pedroni a la especificación de la cantidad de rezagos y la amplitud en el sentido de que una especificación errónea puede llevar a conclusiones equivocadas, en este trabajo se determinó el tamaño de los rezagos según el criterio de información de Schwarz (SIC), excepto en el caso del trigo que se fijó en 1 rezago; la estimación espectral fue realizada con el método de Bartlett y la amplitud fue seleccionada con el método Newey-West.

Nuestros resultados, en el Cuadro A.2 del apéndice, indican que el test de Kao siempre rechaza la hipótesis nula de no co-integración, lo que nos permite concluir que las series están co-integradas. Por otra parte, respecto al test de Pedroni, las simulaciones hechas en Pedroni (2004) muestran que, en muestras pequeñas donde $T \sim 20$, el estadístico t paramétrico de media grupal (Group ADF) es el más potente de todos, seguido por el estadístico t

paramétrico en panel (Panel ADF). Los resultados muestran que la hipótesis nula se rechaza en casi todos los casos para los estadísticos t no paramétrico en panel (Panel PP), t paramétrico en panel (Panel ADF), t no paramétrico de media grupal (Group PP) y t paramétrico de media grupal (Group ADF). En consecuencia, podemos concluir que las series están co-integradas en todos los casos y para todos los cortes transversales. En el caso del trigo no pudo efectuarse el test de Pedroni debido a la escasa cantidad de observaciones y sólo se presentan los resultados del test de Kao.

Como indica Baltagi (2005), el estimador OLS es inconsistente al utilizar datos en panel co-integrados, debido a que en muestras finitas los estimadores OLS tienen una distribución no estándar y sufren de un fuerte sesgo causado por la endogeneidad de los regresores, como lo señalan Phillips y Moon (1999) y Kao y Chiang (2000). También Chen et al. (1999) investigaron las propiedades en muestras finitas del estimador OLS. Sus conclusiones señalan que el estimador Dynamic OLS (DOLS) podría ser más prometedor en regresiones con paneles co-integrados.

Para corregir los problemas de endogeneidad del estimador OLS, Saikkonen (2000) y Stock y Watson (1993), entre otros autores, propusieron el estimador DOLS que implica incluir avances y rezagos de la primera diferencia de las variables explicativas. La extensión de este estimador a datos en panel fue sugerida por Kao y Chiang (2000) y Mark y Sul (2003). Esta metodología supone independencia en corte transversal y un sistema de regresiones exactamente co-integradas, en contraste con otras metodologías aplicables a sistemas aproximadamente co-integrados.

Las simulaciones de Monte Carlo de Kao y Chiang (2000) concluyen que el estimador FMOLS[B], propuesto como estimador alternativo para datos en panel co-integrados por Phillips y Hansen (1990), Pedroni (2001) y Phillips y Moon (1999), no obtiene mejores resultados que el estimador OLS. Los autores Kao y Chiang sugieren que el estimador DOLS podría ser una mejor alternativa a OLS y FMOLS para las regresiones con datos en panel co-integrados. También Wagner y Hlouskova (2007) llegan a la misma conclusión respecto a la estimación en paneles co-integrados y/o con correlación en corte transversal.

En síntesis, en base a los tests que realizamos y a la bibliografía consultada, utilizamos el método DOLS para estimar nuestro modelo (1) para el largo

plazo y el corto plazo. Respecto a la estimación de corto plazo, dado que todas las series son integradas de orden uno, aplicamos la metodología de dos etapas de Engle y Granger (1987) (EGECM, por sus siglas en inglés: Engle-Granger Error Correction Method), en el cual los parámetros de largo plazo se estiman primero, en nuestro caso utilizando DOLS, corriendo una regresión estática con las variables en niveles, es decir, sin diferenciar. En segundo lugar, estimamos la dinámica de corto plazo usando el término de corrección de errores, que es el residuo de la regresión estática de largo plazo, estimada utilizando DOLS en el primer paso.

VI. Resultados econométricos

El Cuadro 2 a continuación muestra los resultados de las estimaciones de corto y largo plazo para cada uno de los cultivos efectuados mediante Mínimos Cuadrados Dinámicos (DOLS, por sus siglas en inglés) y el modelo de corrección de errores de Engle y Granger. En el caso del trigo no pudieron obtenerse las estimaciones de corto plazo debido a la escasa cantidad de observaciones temporales. En todos los casos, el modelo explica la renta en un porcentaje elevado. Las estimaciones de largo plazo muestran que las elasticidades estimadas tienen el signo teórico esperado. Las elasticidades con respecto al rinde y al precio FOB son positivas, y las elasticidades con respecto a las variables de costo son negativas. En general, las elasticidades con respecto al rinde y al precio de los granos son más importantes en magnitud.

La columna “Promedio” a la derecha de la tabla muestra el promedio de las elasticidades ponderadas por la importancia relativa de cada cultivo en el valor total de producción de los cinco granos [C]. Esto permite tener una rápida noción del orden de importancia de cada variable en la determinación de la renta diferencial. En este sentido, el rinde de la tierra y el precio internacional son, en ese orden, las variables más importantes.

A modo de ilustración, el Mapa 1 a continuación muestra la suma de la renta por departamento de largo plazo estimada para 1986-2008, en dólares de 2008 por hectárea, de todos los cultivos. Las estimaciones corresponden al método de Mínimos Cuadrados Dinámicos (DOLS) del Cuadro 2.

Cuadro 2.**Resultados de estimación econométrica con Mínimos Cuadrados Dinámicos (DOLS)**

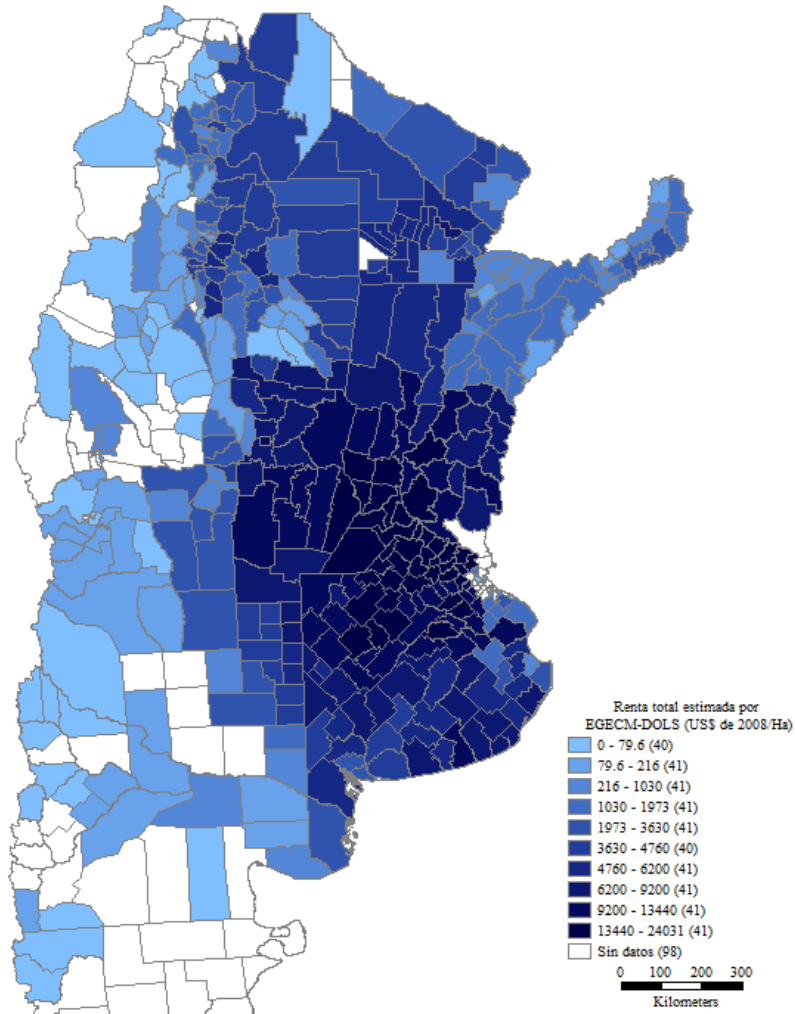
Variables en logaritmos	Girasol	Maíz	Soja	Sorgo	Trigo	Prom. pond.
Coef. de ajuste	-0.021 *** (.010)	-0.036 *** (.010)	-0.095 *** (.010)	0.124 *** (.040)		
<i>Estimación de largo plazo</i>						
rinde	2.629 *** (.080)	3.667 *** (.080)	2.623 *** (.090)	1.577 *** (.440)	2.393 *** (.220)	2.72
precio	2.491 *** (.030)	3.314 *** (.050)	2.756 *** (.040)	3.364 *** (.140)	2.124 *** (.110)	2.72
flete	-0.166 *** (.030)	-0.314 *** (.050)	-0.19 *** (.050)	-0.28 (.250)	-0.251 *** (.10)	-0.22
cf	-1.146 *** (.050)	-1.013 *** (.030)	-0.488 *** (.030)	-0.638 *** (.180)	-1.392 *** (.130)	-0.83
cv	-0.122 *** (.010)	-0.928 *** (.060)	-0.698 *** (.080)	0.588 * (.340)	0.660 *** (.170)	-0.37
ce	-0.187 *** (.050)	-0.133 ** (.070)	-0.172 ** (.080)	-0.31 (.380)	-0.09 (.150)	-0.16
<i>Estimación de corto plazo</i>						
drinde	2.446 *** (.50)	4.08 *** (.050)	2.975 *** (.060)	7.22 *** (.360)		
dprecio	2.300 *** (.020)	3.427 *** (.030)	2.604 *** (.030)	3.949 *** (.140)		
dflete	-0.301 *** (2.020)	-0.325 *** (.030)	-0.377 *** (.020)	-1.103 *** (.150)		
dcf	-0.877 *** (.040)	-0.878 *** (.020)	-0.790 *** (.020)	-0.925 *** (.130)		
dcv	-0.118 ***	-1.424 ***	-0.608 ***	-3.605 ***		

	(.010)	(.040)	(.060)	(.30)	
dce	-0.599 ***	0.01	-0.125 ***	1.051 ***	
	(.030)	(.050)	(.030)	(.280)	
Observaciones	912.00	1120.00	1520.00	210.00	535.00
R^2	0.96	0.93	0.96	0.86	0.93
Wald χ^2	23835 ***	18488 ***	18351 ***	1624 ***	4305 ***

Notas: *** p-value<0.01, **p-value<0.05, *p-value<0.10. Entre paréntesis de muestran los errores estándar. Rinde en ton/ha, las demás variables en dólares de 2008. “d” indica operador diferencial.

Mapa 1.

Renta por departamento estimada por Mínimos Cuadrados Dinámicos (DOLS) en dólares constantes de 2008.



Fuente: Estimación propia por Mínimos Cuadrados Dinámicos (DOLS).

Los departamentos con renta estimada econométricamente guardan la misma posición relativa que los departamentos con renta calculada según el modelo matemático de la ecuación (2). La ubicación geográfica de los departamentos con mayores rentas guarda relación con las zonas históricamente reconocidas como más fértiles.

VII. Interpretación económica y conclusiones

Las elasticidades estimadas para la renta indican que las dos principales variables que afectan la misma son los precios internacionales y el rinde por hectárea, este último en relación directa a la fertilidad de la tierra que, en Argentina, está geográficamente diferenciada con marcada claridad.

Este carácter diferencial del rinde por hectárea y las elevadas elasticidades precio estimadas en la regresión, sugiere que los departamentos periféricos de baja fertilidad pueden quedar fuera de la frontera de producción internacionalmente transable no solo ante disminuciones en los precios internacionales, sino también ante un gravamen fiscal al valor bruto de la producción (por ejemplo derechos de exportación) que supere el monto de la renta generada en dichos departamentos, afectándose en ese caso la rentabilidad del capital invertido en la producción y/o poniendo presión hacia la baja en los salarios rurales.

Las elasticidades precio estimadas por cultivo indican que, con una variación de precio de, por ejemplo, un 1%, la renta variará desde un 2,12% en el caso del trigo hasta un 3,36% en el caso del sorgo. Tomando, por simplicidad y a modo de ejemplo, el promedio ponderado para todos los cultivos de 2,715 en las elasticidades precio estimadas en la regresión, un aumento del 100% en el precio induciría un aumento del 272% en la renta agrícola total. A la inversa, una fuerte caída de precio tendría un impacto negativo (potenciado por la elevada elasticidad) sobre la renta agrícola. Dada la volatilidad de los precios de los granos, que durante el período bajo estudio sufrieron aumentos interanuales de más del cien por ciento en el caso del girasol y disminuciones interanuales de casi el 50% en el caso del trigo, las relativamente elevadas elasticidades precio le imprimen a la renta una volatilidad a ser tenida en cuenta en políticas económicas y fiscales. La significativa participación de la renta en el ingreso nacional, indica que no

sería despreciable el impacto de variaciones en los precios internacionales sobre la demanda agregada o sobre el ahorro nacional según la renta se destine al consumo o al ahorro, respectivamente.

Referencias

Baltagi, Badi H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (John Wiley & Sons Ltd, ed.). John Wiley & Sons Ltd.

Banerjee, Anindya; Marcellino, Massimiliano y Osbat, Chiara (2004). “Some cautions on the use of panel methods for integrated series of panel data”, *Econometrics Journal*, pp. 322-340.

Breitung, Jörg (2000). “The local power of some unit root tests for panel data”, *Advances in Econometrics: Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels by Elsevier Science Inc*, pp. 161-178.

Breitung, Jörg y Pesaran, M. Hashem (2008). *Unit roots and cointegration in panels*. In *The Econometrics of Panel Data, Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice Series: Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics, Vol. 46* (Mátyás, László; Sevestre, Patrick (Eds.), ed.). Springer.

Bus, Ana Gabriela (2014). *La renta diferencial agrícola en Argentina en 1986-2008: Cálculo por departamento y ajuste econométrico*. PhD thesis, Doctorado, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires.

Bus, Ana Gabriela y Nicolini-Llosa, José L. (2007). “La renta diferencial agrícola en Argentina”, *I Jornada de Economía Política, Universidad Nacional de General Sarmiento*.

Bus, Ana Gabriela y Nicolini-Llosa, José L. (2010). “Medición de la Renta Diferencial Agrícola en Argentina en 1986-2008”, *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política, XLV Reunión Anual*. URL <http://www.aaep.org.ar/anales/works/works2010/bus.pdf>.

Chen, B.; McCoskey, S. y Kao, C. (1999). “Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data: A Monte Carlo Study”, *American Journal of Mathematical and Management Sciences*, pp. 75-114.

Dickey, David A. y Fuller, Wayne A. (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive times series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, pp. 427-431.

Du, Xiaodong; Hennessy, David A. y Edwards, William M. (2007). "Determinants of Iowa Cropland Cash Rental Rates: Testing Ricardian Rent Theory", *Center for Agricultural and Rural Development, Iowa State University*.

Engle, R. y Granger, C. (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, pp. 251-276.

Falk, Barry (1991). "Formally Testing the Present Value Model of Farmland Prices", *American Journal of Agricultural Economics*, pp. 1-10. URL <http://www.jstor.org/stable/1242877>.

Falk, Barry y Lee, Bong-Soo (1998). "Fads versus Fundamentals in Farmland Prices", *American Journal of Agricultural Economics*, pp. 696-707. URL <http://www.jstor.org/stable/1244057>.

Gutierrez, Luciano (2003). "On the power of panel cointegration tests: A Monte Carlo comparison". *Economics Letters*, pp. 105-111, 2003.

Hadri, Kaddour (1999). "Testing for stationarity in heterogeneous panel data", *Econometrics Journal*, pp. 148-161.

Harris, Richard D.F. y Tzavalis, Elias (1999). "Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed", *Journal of Econometrics*, pp. 201-226.

Im, Kyung; Pesaran, M. Hashem y Shin, Yongcheol (1997). "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Indiana University Puerdue University, Indianapolis; Trinity College, Cambridge; and Department of Applied Economics, University of Cambridge*.

Janssen, Larry y Button, Brian (2004). "Impacts of Federal farm program payments on cropland values and rental rates: evidence from county-level data in South Dakota", *Selected paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Denver, Colorado, August 1-4, 2004*.

Kao, Chihwa (1999). "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of Econometrics*, pp. 1-44.

Kao, Chihwa y Chiang, Min-Hsien (2000). "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data", *Advances in Econometrics: Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels by Elsevier Science Inc*, pp. 179-222.

Kurkalova, Lyubov A.; Burkart, Christopher y Secchi, Silvia (2004). "Cropland Cash Rental Rates in the Upper Mississippi River Basin", *Center for Agricultural and Rural Development, Iowa State University*.

Levin, Andrew; Lin, Chien-Fu y Chu, Chia-Shang James (2002). "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, pp. 1-24.

Maddala, Gangadharrao S. y Wu, Shaowen (1999). "A Comparative Study of unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, pp. 631-652.

Mark, Nelson C. y Sul, Donggyu (2003). "Cointegration vector estimation by panel DOLS and long-run money demand", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, pp. 655-80.

Patterson, K. (2000). *An introduction to applied econometrics: A time series approach*. Macmillan New York.

Pedroni, Peter (1999). "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, pp. 653-670.

Pedroni, Peter (2001). "Purchasing power parity tests in cointegrated panels", *The Review of Economics and Statistics*, pp. 727-731.

Pedroni, Peter (2004). "Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to PPP hypothesis", *Econometric Theory*, pp. 597-625.

Phillips, Peter C. B. y Hansen, Bruce E. (1990). "Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes", *Review of Economic Studies*, pp. 99-125.

Phillips, Peter C. B. y Moon, Hyungsik R. (1999). "Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data", *Econometrica*, pp. 1057-1111. URL <http://www.jstor.org/stable/2999513>.

Phillips, Peter C. B. y Ouliaris, Sam (1990). "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica*, pp. 165-193.

Phillips, Peter C. B. y Perron, Pierre (1988). "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, pp. 335-346.

Roche, Maurice J. y McQuinn, Kieran (2000). "Speculation in agricultural land", *Economics, Finance and Accounting Department Working Paper Series, Department of Economics, Finance and Accounting, National University of Ireland - Maynooth*.

Saikkonen, Pentti (1991). "Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions", *Econometric Theory*, pp. 1-21.

Stock, J. y Watson M. (1993). "A simple estimator of cointegration vectors in higher order integrated systems", *Econometrica*, pp. 783-820.

Von Thünen, Johann H. (1826). *The Isolated State*. Oxford, GB Pergamon. Edición 1966.

Wagner, Martin y Hlouskova, Jaroslav (2007). "The performance of panel cointegration methods: results from a large scale simulation study", *Institute for Advanced Studies, working paper*.

Weersink, Alfons; Clark, Steve; Turvey, Calum G. y Sarker, Rakhal (1999). "The Effect of Agricultural Policy on Farmland Values", *Land Economics*, pp. 425-439. URL <http://www.jstor.org/stable/3147188>.

Westerlund, Joakim (2006). "Testing for Error Correction in Panel Data.", *Maastricht research school of Economics of Technology and Organizations, Faculty of Economics and Business Administration, Universiteit Maastricht*.

Westerlund, Joakim y Basher, Syed A. (2007). "Mixed signals among tests for panel cointegration", *Munich Personal RePEc Archive (MPRA)*. URL <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/3261/>.

Zivot, Eric y Andrews, Donald W. K. (1992). "Further evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the unit-root hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*, pp. 251-270.

Apéndice

Cuadro A.1.

Tests de raíz unitaria en panel para las variables en logaritmos, con tendencia

	Breitung	Hadri	HT	IPS tbar	IPS z(t) tilde	LLC	FDF	FPP
Girasol								
ce	13.9	15.5***	4.82	-0.85	5.29	18.1	13.7	13.7
cf	1.83	4.95***	-27.5***	-3.72***	-13.7***	-1.64**	-15.3***	-15.3***
cv	15.2	38.0***	3.58	-0.91	5.55	12	12.3	12.3
flete	16.3	13.7***	3.65	-0.84	6.14	25.4	10.7	10.7
precio	27.2	20.8***	33.7***	1.44	27	58.4	0	0
renta	26.4	18.2***	27.4	0.77	20.8	48.9	8.37	8.37
rinde	-12.5***	1.64*	-22.7***	-3.90***	-14.8***	-10.8***	-17.1***	-17.1***
Maíz								
ce	14.6	19.8***	3.17	-1.1	2.99	11.49	11	11
cf	0.86	16.2***	-20.2***	-3.03**	-9.98***	4.79	-8.11***	-8.11***
cv	-3.71***	11.1***	-13.4***	-2.82**	-9.62***	7.1	-6.30***	-6.30***
flete	13.6	9.59***	-3.76***	-1.42	1.31	18.8	5.67	5.67
precio	18.3	16.7***	7.02	-0.48	9	27.9	16	16
renta	7.58	19.4***	-2.28**	-1.57	-0.39	15.9	6.11	6.11
rinde	-16.3***	-1.12	-28.8***	-4.55**	-17.8***	-11.0***	-22.3***	-22.3***
Soja								
ce	18	19.5***	6.25	-0.82	7	23.3	17.5	17.5
cf	-12.8***	8.01***	-26.4***	-3.80**	-18.2***	-4.52***	-20.4***	-20.4***
cv	10.5	27.1***	-6.21***	-1.59	0.12	23.2	3.64	3.64
flete	10.7	17.4***	-5.70***	-1.51	0.19	22	8.04	8.04
precio	34.1	23.3***	34.1	0.81	27.5	66.7	15.3	15.3
renta	30.2	30.7***	33.2	0.6	24.3	49.3	14.3	14.3
rinde	-14.2***	9.34***	-29.0***	-4.20**	-19.9***	-11.0***	-24.9***	-24.9***

Sorgo								
ce	8.3	9.73***	5.84	-0.1	6.46	9.99	9.52	9.52
cf	2.37	2.55**	-8.62***	-2.84**	-4.26***	1.2	-3.29***	-3.29***
cv	6.45	5.66***	-0.39	-1.33	0.63	8.36	4.3	4.3
flete	6.14	6.74***	1.14	-1.03	1.92	8.62	5.87	5.87
precio	5.46	14.6***	4.51	-0.44	4.73	11.08	7.62	7.62
renta	1.54	11.6***	-1.63*	-1.8	-1.15	4.24	2.02	2.02
rinde	-5.08***	2.03**	-9.32***	-4.01**	-7.37***	-4.53***	-9.12***	-9.12***
Trigo								
ce	9.39	12.5***	0.86	-	-	-60.7***	-13.8***	-13.8***
cf	-3.32***	0.96	-7.68***	-3.19**	-9.00***	-33.6***	-13.0***	-13.0***
cv	7.82	8.42***	-1.17	-1.92	1.41	-27.4***	1.7	1.7
flete	5.94	10.6***	0.43	-3.24**	-2.46**	-29.9***	-13.4***	-13.4***
precio	15.2	5.94***	-0.5	-0.79	7.18	17.7	18.8	18.8
renta	11.1	2.92***	-4.25***	-1.16	2.84	-1.94**	13.6	13.6
rinde	-3.83***	0.16	-10.6***	-3.05**	-8.94***	-25.3***	-10.1***	-10.1***

Notas: *** p-value<0.01, **p-value<0.05, *p-value<0.10. Tests FDF y FPP efectuados sin rezagos.

Cuadro A.2.

Tests de co-integración de Pedroni y Kao para variables en logaritmos

Estadísticos	Con intercepto y sin tendencia		Con intercepto y tendencia		Sin intercepto y sin tendencia	
Girasol						
Panel PP	-12.9	***	-9.14	***	-12.9	***
Panel ADF	-13.4	***	-9.42	***	-11.6	***
Group PP	-12.7	***	-7.49	***	-10.8	***
Group ADF	-12.6	***	-7.49	***	-10.9	***
Kao's ADF	-19.2	***				
Maíz						
Panel PP	-8.98	***	-20.7	***	-5.4	***

Panel ADF	-8.88	***	-18.5	***	-5.43	***
Group PP	-7.67	***	-18.8	***	-3.62	***
Group ADF	-6.78	***	-13.7	***	-3.71	***
Kao's ADF	-10.6	***				
Soja						
Panel PP	-11.7	***	-10.1	***	-9.08	***
Panel ADF	-12	***	-10.4	***	-9.49	***
Group PP	-24.1	***	-22	***	-5.32	***
Group ADF	-15.3	***	-13.2	***	-5.17	***
Kao's ADF	-16.4	***				
Sorgo						
Panel PP	-1.71	**	-2.66	***	-3.07	***
Panel ADF	-1.68	**	-2.25	**	-3.39	***
Group PP	-0.52		-1.89	**	-3.54	***
Group ADF	-0.35		-1.11		-3.12	***
Kao's ADF	-5.44	***				
Trigo						
Kao's ADF	-32	***				

Notas: *** p-value<0.01, **p-value<0.05, *p-value<0.10.