

Cuadernos del CIMBAGE N° 16 (2014) 1-26

## NOTA SOBRE EL COMPONENTE ESPECULATIVO EN LA FORMACIÓN DEL PRECIO DE LOS GRANOS<sup>1</sup>

Diego Ariel Fernández  
Centro Interdisciplinario de Estudios Agrarios  
Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires/CONICET  
Av. Rivadavia 5810 – 13° Piso – CABA - C1406GLO - Argentina  
[fernandez2diego@yahoo.com.ar](mailto:fernandez2diego@yahoo.com.ar)

Recibido 23 de diciembre de 2013, aceptado 6 de marzo de 2014

---

### Resumen

En este trabajo se presenta un análisis de la evolución de los precios de la soja y el maíz. Se ofrece una breve síntesis de los cambios operados en los mercados internacionales en la primera década del siglo XXI, con la idea de comprender su llamativa coyuntura, que ubica las cotizaciones en buenos niveles históricos de forma sostenida, por momentos elevándose hasta alcanzar valores muy pocas veces registrados. Se destacan el crecimiento de la participación de la República Popular China como mercado para la soja -fundamentalmente en forma de granos pero con una nada despreciable cuota de los subproductos de primera transformación- y las nuevas regulaciones que fomentan el empleo de biocombustibles, en particular en los Estados Unidos.

Por otra parte, también cambió en varios puntos importantes la legislación estadounidense sobre inversiones. Esto permitió, en el mismo período, un vuelco considerable de fondos especulativos a los mercados de futuros de *commodities*. Este punto es el que se analiza específicamente en el presente escrito, aplicando un análisis de series de tiempo que permite observar la asociación existente entre aquel fenómeno y las variaciones de las cotizaciones internacionales.

**Palabras clave:** soja, especulación, mercados de futuros.

---

---

<sup>1</sup> Este trabajo fue realizado en el marco de la programación UBACyT 2011/2014. Proyecto “Concentración del capital, expansión tecnológico productiva y transformaciones socioeconómicas en la agricultura pampeana, 1988-2010”, 20020100100432.

## **NOTE ON THE SPECULATIVE COMPONENT IN THE CONFORMATION OF THE PRICES OF THE GRAINS**

Diego Ariel Fernández

Centro Interdisciplinario de Estudios Agrarios

Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires/CONICET

Av. Rivadavia 5810 – 13° Piso – CABA - C1406GLO - Argentina

fernandez2diego@yahoo.com.ar

Received December 23<sup>rd</sup> 2013, accepted March 6<sup>th</sup> 2014

---

### **Abstract**

This paper will examine the evolution of prices of corn and soybeans. It proceed to characterize the international markets for those products in the first decade of the century, those who registered good price levels (in historical terms). The paper highlights the growth of the participation of China in the international soy market and the new regulations that promote the use of biofuels, particularly in the United States.

Moreover, there were also produced important changes in several U.S. laws on investment, allowing, in the same period, a significant participation of speculative funds in the grains futures markets, to the point that this become a relevant factor in the conformation of prices. This is the objective of this paper, pursued by applying a time-series analysis that allows observing the association between that phenomenon and the evolution of international prices.

**Keywords:** soy, speculation, futures markets.

---

## 1. INTRODUCCIÓN

La cotización internacional de los granos de exportación pampeanos tiene una incidencia más que significativa en el funcionamiento de la economía nacional, habida cuenta del carácter estructuralmente deficitario (en términos del comercio exterior) del sector secundario de la misma. *Ceteris paribus*, los cambios en el precio de estos bienes primarios delimitan la evolución de los términos de intercambio para la Argentina, y con ellos las posibilidades de capitalizarse del resto de las actividades.

Al partir desde esta realidad, se entiende que resulta crucial su análisis en pos de estimar los escenarios económicos en los cuales deben tomar decisiones tanto los agentes privados como las diversas instancias estatales.

La aproximación usual al problema (que ciertamente cuenta con un apoyo más que considerable en la evidencia histórica) hace eje en lo que en la literatura económica anglosajona se denomina *fundamentals*, los determinantes materiales que están detrás de los cambios en los mercados de estos productos. Por lo general, como destaca en su estudio de la bibliografía Le Clech (2013), la atención se ha centrado en los factores que hacen a la demanda de las commodities. La principal variable explicativa en la que se sintetiza la presión por hacerse de materias primas es el nivel de ingreso mundial (Dornbusch, 1985). Si nos acercamos a los granos en general, y a la soja en particular, se observan los cambios en la demanda de la República Popular China como los más significativos a la hora de explicar los desbalances en los mercados físicos (Fowley y Juvenal, 2011).

Este aspecto del desenvolvimiento de la economía internacional resulta insoslayable. Los gráficos 1 y 2 resumen la información disponible sobre el comportamiento reciente del gigante asiático. Los mismos amplían la compilación que se hiciera en un trabajo previo (Fernández, 2013), y muestran la *diferenciada* influencia que tiene aquel país sobre los cultivos de verano.

Como se dijera en el trabajo citado, los elevados y crecientes requerimientos físicos de maíz de China (en 2013 su consumo interno abarcó 211 millones de toneladas) fueron suplidos merced a un costoso autoabastecimiento (Gráfico 1). El mismo -que pone en tensión su capacidad agrícola-, sin embargo, en los últimos años de la serie, ha requerido cierto complemento de importaciones. Un pequeño desfasaje aquí implica volúmenes importantes, considerando que en la República Popular China se consume cerca del 25% de toda la producción global de este cereal: la insuficiencia correspondiente a la campaña 2012/13

fue de un 2,3% de los requerimientos de consumo del país, lo que provocó importaciones que se corresponden con el 7% del comercio total *mundial* de maíz (sus puertos recibieron 7 millones de toneladas de dicho producto).

La producción sojera china, en cambio, estuvo muy lejos de acompañar el ascenso de su demanda. Al respecto, el Gráfico 2 muestra la evolución del cultivo de esta oleaginosa abarcando un periodo más largo, lo que permite apreciar el cambio que implica la presión china en los albores del nuevo milenio.

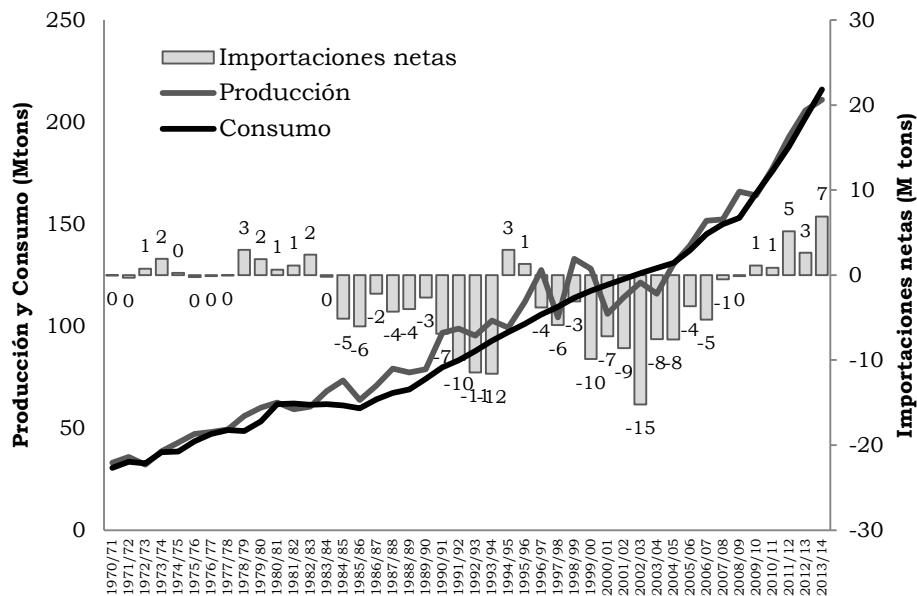


Gráfico 1. China: Producción, consumo y comercio internacional de maíz. En millones de toneladas. 1970/71-2012/13

Fuente: USDA

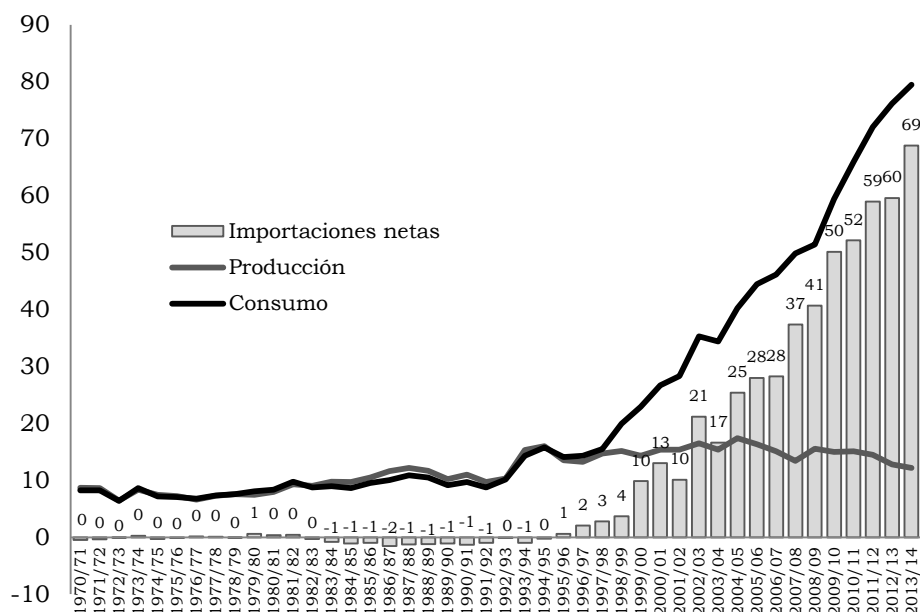


Gráfico 2. China: Producción, consumo y comercio internacional de soja. En millones de toneladas. 1970/71-2012/13  
Fuente: USDA

Hasta la campaña 1994/95, China no importaba este grano, contando con una historia de *exportadora neta de soja* desde los 70 y hasta comienzos de los 90. Recién a fines de esta última década se registran los primeros embarques masivos hacia sus puertos, que sin embargo ofrecían un escueto anuncio de lo que vendría. China está cerca de *cuadruplicar* su consumo doméstico en 12 años, el que pasa de 23 millones de toneladas en la campaña 1999/2000 a 80 millones en la 2013/14. Centrado en el autoabastecimiento maicero, el sector agropecuario chino no parece haber tenido ninguna voluntad de afrontar el desafío que propone semejante desbalance. El faltante que provoca la divergencia entre producción y consumo que se aprecia en el Gráfico 2 debe ser cubierto íntegramente por importaciones, cuyo saldo se hace rápidamente negativo; creciendo hasta 69 millones de toneladas.

El maíz y la soja son cultivos sustitutos, dado que las zonas maiceras resultan especialmente aptas para la implantación de soja y que ambos vegetales desarrollan su ciclo aproximadamente en la misma época del año. Siendo esto así, el crecimiento de la demanda china de soja

presiona sobre la producción y la cotización del maíz, y viceversa: el principal nuevo elemento de demanda en el mercado mundial maicero participa en la conformación del precio de la soja. Este nuevo componente es la utilización de biocombustibles, que entre sus múltiples materias primas -soja incluida, para biodiesel- se destaca el maíz estadounidense. El uso de estos productos se remonta al shock petrolero del año 1973, que movió al gobierno de los Estados Unidos a incentivar la producción de combustibles alternativos. Esto se plasmó en la aprobación de subsidios a su elaboración, que se mantuvieron pese a la pérdida de impulso que se generó con la subsiguiente baja en el valor del barril de crudo y el cambio de agenda en la Casa Blanca tras la asunción de Reagan. Con el paso del tiempo, la industria del etanol recibió más ventajas: aranceles a la importación del producto y la obligatoriedad del corte (hasta un 10%) de la nafta; y esto en complemento con la prohibición del uso para este mismo propósito del *MTBE*, un compuesto derivado del metano que tenía muy fuertes (e inmediatamente perceptibles) consecuencias negativas para el medio ambiente.

El factor definitivo en favor de la producción de etanol fue la nueva escalada de precios del barril de petróleo, que comienza a partir de 2002 (Furtado, 2009).

En el año 1991, se producían a base de maíz 900 millones de galones de etanol en los Estados Unidos. Para el año 2000, la producción se había limitado a algo menos de 1.800 millones, que se procesaban en 54 plantas. Según las estadísticas de la *Renewable Fuel Association (RFA)*, para 2012 ya se superaban los 13.300 millones de galones, elaborados en más de 200 plantas. El Gráfico 3 ilustra este crecimiento y expone la consecuencia del mismo que más interesa aquí: el consumo físico de maíz que supuso este cambio estructural de la demanda.

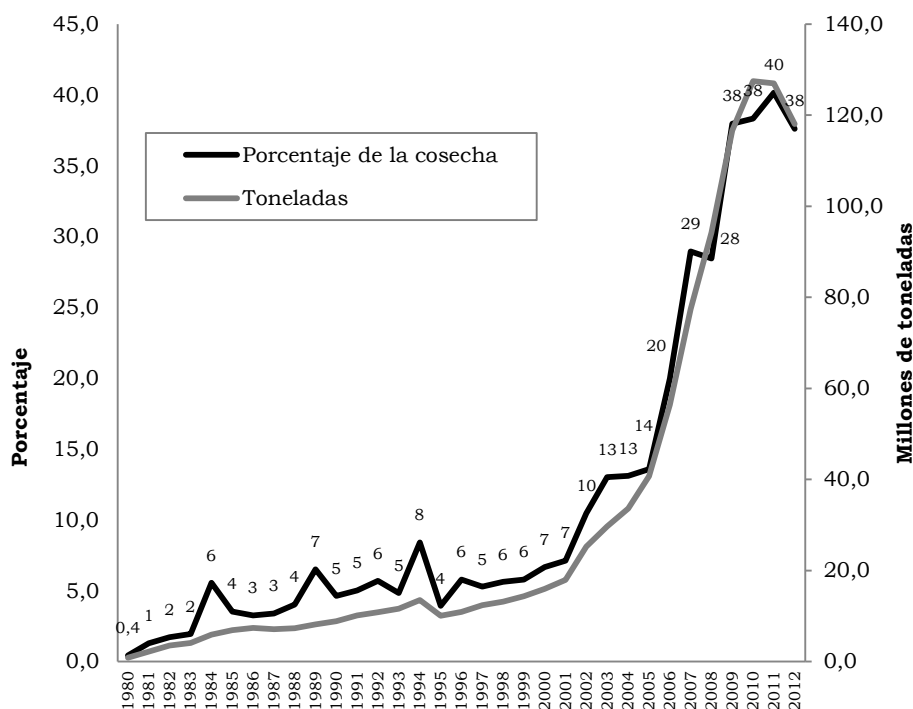


Gráfico 3. Maíz utilizado en la producción de etanol en los EE.UU., en millones de toneladas y como proporción del total cosechado. 1989-2009

Fuente: Elaboración propia basado en RFA y USDA

La producción de etanol, que hasta 2001 requería sólo el 7% de la cosecha estadounidense de maíz (lo que representó ese año ya 18 millones de toneladas), se incrementa hasta abarcar el 40% de la misma hacia 2011/2012. A esa altura, la producción del biocombustible insumía exactamente 100 millones de toneladas adicionales al año (esto representaba, para dimensionar el fenómeno, 4 veces la producción total de maíz de nuestro país en ese momento).

El trabajo de Le Clech (2013) apunta hacia el análisis de variables que han sido relativa e indebidamente marginadas del foco de análisis: la inclusión en el testeo econométrico de los factores que hacen a la oferta de la producción de soja. Retoma así la senda que marcaron Reihart (1991) y Borensztein y Reinhart (1994), e incluye en su modelo el precio de los fertilizantes (en el que de hecho se sintetiza al conjunto de los costos de producción), el nivel mundial de producción de soja, y la

variación de la tecnología correspondiente a la difusión de la siembra directa (modelada mediante una variable dummie que toma valor 1 a partir de fines de la década del 80). En el desarrollo del mismo queda, con significatividad confirmada, reducida a un papel muy pequeño la influencia del componente “especulativo”. Le Clech (2013) incluye la variación de la tasa de interés real como posible regresor de los movimientos en las cotizaciones internacionales, encontrando que “el impacto que posee sobre el nivel de precios es reducido en términos relativos, con elasticidades que van de -0,02 a -0,01. Esto indica que por cada punto de incremento en la tasa de interés real, el precio de la soja se reduce en menos del 0,02%, lo cual supone un nivel de impacto marginal casi despreciable”.

Sin embargo, los factores que fundamentalmente están marcando la tendencia alcista en el precio de los alimentos –el crecimiento asiático, del cual China es el principal exponente, y el corte de biocombustibles, fenómenos ambos que chocan con una respuesta de oferta que no puede seguir su ritmo (Barsky y Dávila, 2008)-, se caracterizan por a) ser graduales (como se observa en los gráficos 1 a 3), esto es, crecen a una tasa sumamente elevada en el comienzo del siglo XXI pero sin discontinuidades; b) ser permanentemente ascendentes; y c) operar en períodos relativamente extensos (tanto como la extensión natural del ciclo agrícola), motivo por el cual el análisis se suele realizar mediante series de tiempo anuales. ¿Cómo poder comprender así los cambios bruscos en meses o semanas, los retrocesos en las cotizaciones? Como se ha señalado desde Naciones Unidas en su investigación sobre este problema:

*“Muchas instituciones, entre ellas la UNCTAD, estiman que el rápido aumento del volumen de derivados contratados en bolsas de productos hizo que se desestabilizaran y se rebasaran los precios de esos productos. [...] En vista de que en ese período [los primeros 6 meses de 2008] no hubo ningún cambio fundamental de variables como la situación geopolítica, el cierre de refinerías o las existencias (a pesar de la disminución de las existencias en Asia), la explicación plausible de esa inestabilidad de los precios es la especulación excesiva”, (ONU, 2009, pp. 16-18).*

Gilbert (2008) ha observado una sutil diferencia entre los agentes que, sin necesitar operar con granos pues ello no es parte de sus actividades comerciales o productivas, se acercan a los mercados de futuros. Por una parte, el tradicional capital “especulativo” de aquellos que se acercan buscando una rentabilidad inmediata y que, si resultan estar



mal informados sobre la coyuntura, pueden generar burbujas y comportamientos “en manada”.<sup>2</sup> Por otra parte, la actividad de fondos de inversión que toman a la compra de futuros de materias primas como un activo más en sus carteras diversificadas.<sup>3</sup> Gilbert encuentra que este tipo de agentes ha crecido en importancia superando a los especuladores usuales; y observa en su comportamiento diferencias importantes respecto de aquellos, entre las que conviene remarcar: a) el hecho de que una vez llegados se mantienen en el mercado por un tiempo largo; b) que tienen fundamentalmente (“*almost always*”, p.25) posiciones *compradoras*, comportamiento opuesto a la especulación tradicional, en la que son igual de probables las posiciones *compradoras* o *vendedoras*. Como resultado de esto se absorbe liquidez del mercado, lo cual genera presiones alcistas y una mayor volatilidad de precios.

Este artículo se propone analizar la existencia de una relación estadística entre el volumen de operaciones (“contratos”) que se pactan en el mercado de futuros más influyente (el Chicago Board of Trade, C-BOT), y los precios de la soja y el maíz. Se ampliará de esta forma un trabajo previo (Fernández, 2013), aumentando la información disponible. Está estructurado del siguiente modo: En el apartado 2 se presentan las fuentes de información utilizadas y se construyen las series de tiempo; en la tercera sección se hace un análisis de cointegración; en la cuarta se estiman los modelos; y finalmente, se realizan algunos comentarios.

## **2. FUENTES DE INFORMACIÓN Y CONSTRUCCIÓN DE LAS SERIES DE TIEMPO**

La idea central de este escrito es testear la existencia de una relación entre el volumen de especulación en los mercados de futuros y el nivel de precios de las principales *commodities* pampeanos. Las series a analizar son semanales y se construyen de la siguiente forma:

---

<sup>2</sup> “*Most speculators do not have information or, at most, mislead themselves into believing they have information. Many are trend followers who attempt to infer the price implications of informed speculation from price movements. [...] Finance theory predicts that uninformed speculation should either not have any effects on price, or in less liquid markets, should not have persistent effects. [...] Despite this, economists and policy makers worry that trend-following can result in herd behavior.*” (Gilbert, 2008, pp. 18-19)

<sup>3</sup> “*These are investors who regard commodity futures as an ‘asset class’, comparable to equities, bonds, real estate and emerging market assets, and who take positions on commodities as a group based on the risk-return properties of portfolios containing commodity futures relative to those confined to traditional asset classes*” (Gilbert, 2008, pp. 22-23).

**Precio del maíz (*Pmaiz*):** se toma la información del precio -en dólares por tonelada- en el mercado de Chicago del futuro más cercano (lo que resulta en una aceptable aproximación a la cotización *spot* en el mercado formador de precios por antonomasia a nivel internacional y del que se extraerá asimismo la información sobre contratos de futuros). La serie se deflacta, llevándola a valores constantes (de enero de 1998). Para ello se considera el *Producer Price Index (PPI)* elaborado por el *Boureau of Labor Statistics (BLS)* estadounidense en su versión *core*, aquella que aparta las variaciones de precios de “comida” y “energía”. De esta forma, queda construida la serie de los precios *spot* semanales del maíz, *PMA*.

Estas series son luego desestacionalizadas mediante el “método de desestacionalización de las diferencias estacionales” (Pérez, 2008, p. 89), que consiste en obtener la serie de diferencias compatible con la unidad de tiempo elegida. Así, considerando 52 semanas en el año,  $Pmaiz_t = PMA_t - PMA_{t-52}$ . La serie, que abarca el período que va desde la primera semana de enero de 1998 hasta noviembre de 2013 (que es hasta donde llega la información del deflactor, el  $PPI_{core}$ ) se compone de 780 observaciones (se pierden 52 en el proceso de desestacionalización). Esta periodización caracteriza asimismo al resto de las series bajo análisis.

**Precio de la soja (*Psoja*):** la serie se construye de una forma similar a la anterior, tomándose información semanal del *Chicago Board of Trade* sobre la cotización de la tonelada de soja, valores corrientes que se transforman en constantes (en dólares de enero de 1998) al deflactarlos por el  $PPI_{core}$ . Así se construye la cotización *spot* de la tonelada de soja en dólares constantes, *PSO*. Las series se desestacionalizan tomando diferencias y considerando el valor de la misma semana del año anterior, siendo entonces que  $Psoja_t = PSO_t - PSO_{t-52}$ .

**Volumen de especulación en maíz en el mercado de Chicago (*FUTmaiz*):** la información sobre la cantidad de contratos de futuros de maíz se obtiene de la base de datos del organismo fiscalizador de los mercados de futuros estadounidenses, la *Commodity Futures Trading Commission (CFTC)*. Como se expusiera en un trabajo previo (Fernández, 2013), los contratos son clasificados según las características del *trader* que realice la operación, que puede ser *commercial* o *non-commercial*. Los operadores *commercial*s son aquellos cuya actividad económica está relacionada con el activo real subyacente (granos en este caso), por lo que *en primera instancia* se supone que se allegan al mercado en busca de realizar una operación de cobertura de precios (por ejemplo, asegurarse un valor de venta si

son productores primarios, o cubrirse contra futuras subas pactando un precio de compra si son empresas aceiteras). Por otra parte, los agentes categorizados como *non-commercials* son operadores cuya constitución societaria no se asocia de forma directa con los activos físicos del mercado específico en que operan. Es usual que *non-commercial* sea traducido al castellano como *especulador*. No obstante esta separación, a la hora de construir un indicador del volumen de especulación en futuros resulta óptimo recaer sobre el total de contratos lanzados, sin distinguir su clasificación. Esto es así por dos motivos<sup>4</sup>: en primer lugar, por la existencia de un conjunto de contratos que no logran ser tipificados por el organismo de control, quedan marcados en las bases de datos con el mote de “*non reportable position*” y no constituyen una masa despreciable, sino que se corresponden con alrededor del 20% de las operaciones anuales; en segundo término, porque resulta muy difusa la frontera que da origen a la tipificación dado que las empresas involucradas específicamente en el tráfico granario no pueden, o no desean, mantener un comportamiento en el mercado que simplemente se remita a la cobertura. Irwin y Sanders (2010) señalan, basándose en información sobre *Cargill* hecha pública por Davis (2009), que grandes empresas propias del rubro, y por lo tanto clasificadas como *commercials* por la CFTC, realizan a su vez operaciones puramente especulativas.<sup>5</sup>

Con esto en consideración, para estimar el volumen de la especulación en contratos de futuros de maíz (*CFMAIZ*) se toma la totalidad de los mismos (es la variable “*open interest*” de la base de datos). Esta serie de tiempo es también desestacionalizada de la misma forma que las de precios, siendo entonces que  $FUTmaiz_t = CFMAIZ_t - CFMAIZ_{t-52}$

**Volumen de especulación en soja en el mercado de Chicago (*FUTsoja*):** de manera análoga a lo recién especificado, para construir la serie de tiempo sobre volumen de especulación en futuros de soja (*CFSOJA*), se considera la cantidad de contratos *open interest* en Chicago de este producto. Esta serie se desestacionaliza de tal forma que  $FUTsoja_t = CFSOJA_t - CFSOJA_{t-52}$

---

<sup>4</sup> En este punto se hace explícito que se modifica la metodología desarrollada por el autor en Fernández (2013).

<sup>5</sup> “...a possible logical inconsistency is a blanket categorization of speculators, in particular, index funds, as wrongdoers and hedgers as victims of their actions. In reality, the bad guy is not so easily identified since hedgers sometimes speculate and some speculators also hedge. For example, large commercial firms may have valuable information gleaned from their far-flung cash market operations and trade based on that information” (Irwin y Sanders, 2010, p. 8).

Definidas estas variables, la propuesta es correr las dos regresiones que vinculan la cotización de la tonelada de ambos granos en el mercado de Chicago con el volumen de contratos de futuros que se lanzan a ese mismo mercado:

$$Psoja_t = a + \alpha FUTsoja_t + \mu_t \quad (1)$$

$$Pmaiz_t = b + \beta FUTmaiz_t + \mu_t \quad (2)$$

Antes de analizar las regresiones, se debe analizar la cointegración de las respectivas series de tiempo, lo que se realiza a continuación.

### 3. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

Siguiendo la propuesta metodológica que suscribe -entre otros- Pérez (2008, pp. 83-92), el primer paso es analizar el orden de integración de las variables. Para ello se realizan los tests de raíces unitarias de *Dickey-Fuller aumentado* y de *Phillips-Perron*. Estos contrastan la hipótesis nula de que la serie bajo estudio tiene una raíz unitaria (siendo la hipótesis alternativa la situación de estacionariedad). El modelo que ajusta el test de *Dickey Fuller aumentado* (en el que se parte de que la variable analizada  $-X_t$  sigue un proceso autorregresivo de orden indeterminado  $-AR(p)-$ ) es:

$$X_t = A + Bt + \sum_{i=1}^p \rho_i X_{t-i} + u_t \quad (3)$$

Que puede reescribirse (Pérez, 2008, p. 90):

$$X_t = A + Bt + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (4)$$

Por su parte, el test de *Phillips-Perron* (Stata, 2013) contrasta una ecuación como la (5):

$$X_t = C + Dt + \rho X_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Lógicamente, a continuación se reemplaza X por la variable pertinente de cada testeo: *FUTsoja*, *Psoja*, *FUTmaiz*, *Pmaiz*.

Se empleó el software stata, y las salidas del mismo al correr los tests se compilan en los cuadros 1 a 4 (*Dickey Fuller aumentado*) y 5 a 8 (*Phillips-Perron*).

Variable: <i>FUTsoja</i>	Interpolated Dickey-Fuller			
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(t)	-2.218	-3.960	-3.410	-3.120

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0728

Number of obs = 779

Cuadro 1. Resultado del testeo de *Dickey-Fuller aumentado* para la serie *FUTsoja*

Variable: <i>Psoja</i>	Interpolated Dickey-Fuller			
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(t)	-2.986	-3.960	-3.410	-3.120

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1360

Number of obs = 779

Cuadro 2. Resultado del testeo de *Dickey-Fuller aumentado* para la serie *Psoja*

Variable: <i>FUTmaiz</i>	Interpolated Dickey-Fuller			
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(t)	-1.184	-3.960	-3.410	-3.120

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9201

Number of obs = 779

Cuadro 3. Resultado del testeo de *Dickey-Fuller aumentado* para la serie *FUTmaiz*

Variable: <i>Pmaiz</i>	Interpolated Dickey-Fuller			
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(t)	-2.195	-3.960	-3.410	-3.120

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.4937

Number of obs = 775

Cuadro 4. Resultado del testeo de *Dickey-Fuller aumentado* para la serie *Pmaiz*

Variable: <i>FUTsoja</i>	Phillips-Perron test for unit root			
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(rho)	-20.758	-29.500	-21.800	-18.300
Z(t)	-3.225	-3.960	-3.410	-3.120

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0796

Number of obs = 779      Newey-West lags = 6

Cuadro 5. Resultado del testeo de *Phillips-Perron* para la serie *FUTsoja*

Variable: <i>Psoja</i>	Phillips-Perron test for unit root			
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(rho)	-19.470	-29.500	-21.800	-18.300
Z(t)	-3.086	-3.960	-3.410	-3.120

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1095

Number of obs = 779      Newey-West lags = 6

Cuadro 6. Resultado del testeo de *Phillips-Perron* para la serie *Psoja*

Variable: <i>FUTmaiz</i>	Phillips-Perron test for unit root			
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(rho)	-7.440	-29.500	-21.800	-18.300
Z(t)	-1.692	-3.960	-3.410	-3.120
* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7534				
Number of obs	779	Newey-West lags	6	

Cuadro 7. Resultado del testeo de *Phillips-Perron* para la serie *FUTmaiz*

Variable: <i>Pmaiz</i>	Phillips-Perron test for unit root			
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(rho)	-14.402	-29.500	-21.800	-18.300
Z(t)	-2.394	-3.960	-3.410	-3.120
* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.3842				
Number of obs	775	Newey-West lags	6	

Cuadro 8. Resultado del testeo de *Phillips-Perron* para la serie *Pmaiz*

De la lectura de los mismos surge que no puede descartarse la hipótesis nula de que las series tienen raíces unitarias. Todos son procesos de caminata aleatoria con tendencia. Debe señalarse, no obstante, que en el testeo de Phillips-Perron de *FUTsoja* esto se afirma tomando un valor crítico del 5 por ciento. Para confirmar que efectivamente este es el grado de integración de todas las variables, se analizan -corriendo de nuevo los testeos de raíces unitarias, esto es, contrastando ecuaciones como las (3) y (5)- las primeras diferencias de cada una de ellas. Los resultados de este procedimiento se compilan a continuación en los cuadros 9 a 12 (*Dickey Fuller aumentado*) y 13 a 16 (*Phillips-Perron*).

Variable: 1 <sup>as</sup> Dif <i>FUTsoja</i>	Interpolated Dickey-Fuller			
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(t)	-19.513	-3.960	-3.410	-3.120

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000  
 Number of obs = 778

Cuadro 9. Resultado del testeo de *Dickey-Fuller aumentado* para la serie de primeras diferencias de *FUTsoja*

Variable: 1 <sup>as</sup> Dif <i>Psoja</i>	Interpolated Dickey-Fuller			
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(t)	-28.037	-3.960	-3.410	-3.120

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000  
 Number of obs = 778

Cuadro 10. Resultado del testeo de *Dickey-Fuller aumentado* para la serie de primeras diferencias de *Psoja*

Variable: 1 <sup>as</sup> Dif <i>FUTmaiz</i>	Interpolated Dickey-Fuller			
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(t)	-24.102	-3.960	-3.410	-3.120

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000  
 Number of obs = 778

Cuadro 11. Resultado del testeo de *Dickey-Fuller aumentado* para la serie de primeras diferencias de *FUTmaiz*



Variable: 1 <sup>as</sup> Dif <i>Pmaiz</i>		Interpolated Dickey-Fuller		
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(t)	-28.593	-3.960	-3.410	-3.120

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Number of obs = 772

Cuadro 12. Resultado del testeo de *Dickey-Fuller aumentado* para la serie de primeras diferencias de *Pmaiz*

Variable: 1 <sup>as</sup> Dif <i>FUTsoja</i>		Phillips-Perron test for unit root		
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(rho)	-573.760	-29.500	-21.800	-18.300
Z(t)	-20.023	-3.960	-3.410	-3.120

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.

Number of obs = 778      Newey-West lags = 6

Cuadro 13. Resultado del testeo de *Phillips-Perron* para la serie de primeras diferencias de *FUTsoja*

Variable: 1 <sup>as</sup> Dif <i>Psoja</i>		Phillips-Perron test for unit root		
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(rho)	-786.470	-29.500	-21.800	-18.300
Z(t)	-28.036	-3.960	-3.410	-3.120

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.

Number of obs = 778      Newey-West lags = 6

Cuadro 14. Resultado del testeo de *Phillips-Perron* para la serie de primeras diferencias de *Psoja*

Variable: 1 <sup>as</sup> Dif <i>FUTmaiz</i>		Phillips-Perron test for unit root		
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(rho)	-733.890	-29.500	-21.800	-18.300
Z(t)	-24.446	-3.960	-3.410	-3.120

\* MacKinnon approximate p-value for  $Z(t) = 0$ .

Number of obs 778 Newey-West lags 6

Cuadro 15. Resultado del testeo de *Phillips-Perron* para la serie de primeras diferencias de *FUTmaiz*

Variable: 1 <sup>as</sup> Dif <i>Pmaiz</i>		Phillips-Perron test for unit root		
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(rho)	-842.367	-29.500	-21.800	-18.300
Z(t)	-28.593	-3.960	-3.410	-3.120

\* MacKinnon approximate p-value for  $Z(t) = 0$ .

Number of obs 772 Newey-West lags 6

Cuadro 16. Resultado del testeo de *Phillips-Perron* para la serie de primeras diferencias de *Pmaiz*

Como se puede apreciar, en todos los casos se rechaza la presencia de raíces unitarias en las series sobre precios y volumen de contratos de los granos bajo análisis (primeras diferencias), con lo que queda establecido que todas las series tienen el mismo grado de integración [I(1)]; lo que posibilita continuar analizando las cointegraciones pertinentes.

Para confirmar la existencia de cointegración, se toma el criterio de Phillips/Oularis: se regresan los modelos de las ecuaciones (1) y (2), se obtienen las series de sus residuos, y se testea la estacionariedad de estas. Si mediante los tests de Dickey-Fuller aumentado y de Phillips-Perron se encuentra el rechazo de la hipótesis nula (existencia de raíz unitaria) y por ende la aceptación de la condición de estacionariedad, se puede afirmar que las series están cointegradas.

Los cuadros 17 y 18 (para la soja) y 19 y 20 (para el maíz) exponen el resultado de estos testeos.

Test statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(t)	-3.156	-3.430	-2.860

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0227

Number of obs = 779

Cuadro 17. Resultado del testeo de *Dickey-Fuller aumentado* para la serie de residuos de la regresión MCO Precio de la soja/volumen de contratos especulativos de soja

Test statistic	Phillips-Perron test for unit root		
	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(rho)	-18.865	-20.700	-14.100
Z(t)	-3.067	-3.430	-2.860

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0291

Number of obs = 779      Newey-West lags = 6

Cuadro 18. Resultado del testeo de *Phillips-Perron* para la serie de residuos de la regresión MCO Precio de la soja/volumen de contratos especulativos de soja

Test statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(t)	-3,047	-3,430	-2,860

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0307

Number of obs = 775

Cuadro 19. Resultado del testeo de *Dickey-Fuller aumentado* para la serie de residuos de la regresión MCO Precio del maíz/volumen de contratos especulativos de maíz

		Phillips-Perron test for unit root		
	Test statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Z(rho)	-20,014	-20,700	-14,100	-11,300
Z(t)	-3,107	-3,430	-2,860	-2,570
* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0260				
Number of obs	775	Newey-West lags		6

Cuadro 20. Resultado del testeo de *Phillips-Perron* para la serie de residuos de la regresión MCO Precio del maíz/volumen de contratos especulativos de maíz

Se observa que, tanto para la soja como para el maíz, la serie de residuos resulta estacionaria, considerando un valor crítico del 5% (en ambos testeos). De esta forma, se satisface el criterio de Phillips/Oularis y puede afirmarse que las series están cointegradas.

#### 4. ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS

En los gráficos 4 y 5 se presenta la evolución del número de contratos y de los precios en el mercado de Chicago para la soja y el maíz. En los mismos queda ilustrada la relación entre las respectivas variables que se analiza y comprueba en el presente trabajo.

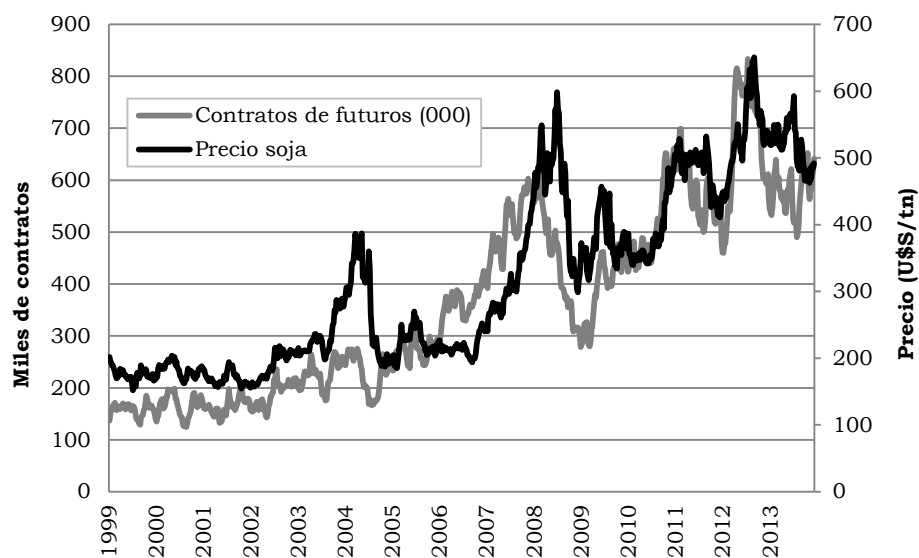


Gráfico 4. Soja: miles de contratos ofertados en el mercado de Chicago y precio (U\$S/tn). Serie semanal, 1999-2013.  
 Fuente: Elaboración propia en base a CFTC y BLS

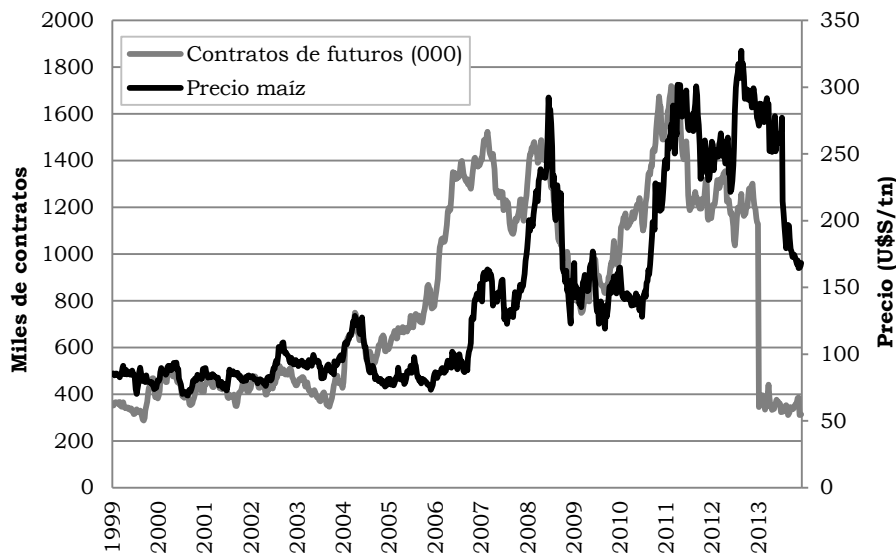


Gráfico 5. Maíz: miles de contratos ofertados en el mercado de Chicago y precio (U\$/tn). Serie semanal, 1999-2013.

Fuente: Elaboración propia en base a CFTC y BLS

Los cuadros 12 y 13 muestran los resultados de correr las regresiones MCO de las ecuaciones (1) (soja) y (2) (maíz), cuyas variables regresadas son los precios semanales desestacionalizados de los granos y cuyas variables independientes son las que mesuran la cantidad de operaciones en el mercado de futuros de Chicago.

Source	SS	df	MS	Num of obs = 780	F( 1, 672) = 220,29	Prob > F = 0.0000
Model	1.234.642	1	1.234.642	R <sup>2</sup> = 0.2207		
Residual	4.360.342	778	5.605	Adj R <sup>2</sup> = 0.2197		
Total	5.594.984	779	7.182	Root MSE = 74.864		

<i>Psoja</i>	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
<i>FUTsoja</i>	0,0003746	0,0000252	14,84	0.000	0,0003251 0,0004242
_cons	8,961	2,777301	3,23	0.001	3,50863 14,41241

Cuadro 21. Resultados de la regresión del precio de la soja en dólares constantes (*Psoja*) sobre el volumen de los contratos de futuros (*FUTsoja*) (desestacionalizadas)

Source	SS	df	MS	Num of obs = 778	F( 1, 672) = 246,21	Prob > F = 0,0000
Model	466.456	1	466.456	R <sup>2</sup> = 0,2409		
Residual	1.470.187	776	1.895	Adj R <sup>2</sup> = 0,2399		
Total	1.936.644	777	2.492	Root MSE = 43,527		

<i>Psoja</i>	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
<i>FUTsoja</i>	0,0000714	4.55e-06	15,69	0.000	0,0000624 0,0000803
_cons	9,08948	1,5606	5,82	0.000	6,025933 12,153020

Cuadro 22. Resultados de la regresión del precio del maíz en dólares constantes (*Pmaiz*) sobre el volumen de los contratos de futuros (*FUTmaiz*) (desestacionalizadas)

Se observa que los coeficientes estimados tienen el signo esperado (positivo), que son significativos y que las regresiones en su conjunto (prueba *F*) también lo son. La bondad de ajuste expresada en los R<sup>2</sup>

resulta considerable, del 22% para la soja y del 24% para el maíz.<sup>6</sup> De esta forma, se ha establecido en ambos casos la asociación sobre bases sólidas, aportando evidencia de la influencia de la especulación en los mercados de futuros en el nivel de los precios internacionales.

## 5. COMENTARIOS FINALES

El siglo XXI se ha caracterizado por cambios estructurales en la demanda de granos, entre los que se destacan el crecimiento asiático (especialmente, por su peso específico, el chino) y sus ingentes requerimientos de materias primas y el aumento del uso de biocombustibles. En este marco -que establece ciertamente nuevos y más elevados pisos para los precios, dado que por el momento la respuesta de la oferta de granos no tiene la misma dinámica- es que quedan en un segundo plano fenómenos que tienen importancia. La activación de las transformaciones de la demanda recién señaladas coincidió en el tiempo con la sanción de normativas desregulatorias respecto de las posibilidades de inversión. La afluencia de fondos especulativos hacia mercados de materias primas ha sido notable, convirtiéndose, según la opinión de Soros (2008, citado en Demirer, Tai Lee y Lien, 2013, p.3), en “*el elefante en la habitación*” que, según la expresión anglosajona, está a la vista de todos pero nadie menciona.

En este trabajo se propuso un modesto aporte a la discusión, estableciendo la relación entre la variación de los precios y la del volumen de operaciones de compra en el mercado de futuros de Chicago. Tanto para el maíz como particularmente para el caso de la soja, principal producto de exportación de la Argentina, se ha encontrado que la asociación resulta significativa.

El sector industrial de la economía argentina tiene un impacto negativo en el balance de pagos del país, habida cuenta de su fuerte dependencia de importaciones y de las utilidades que gira anualmente al exterior; siendo esto así, la cotización a la cual se colocan los bienes primarios tiene, para el funcionamiento del conjunto, una importancia mayúscula. El hecho de que el mismo encuentre un determinante significativo en la afluencia a los mercados de fondos de tipo

---

<sup>6</sup> Debe señalarse que ambas regresiones presentan estadísticos de Durbin-Watson bajos, que podrían indicar un carácter espurio. Sin embargo, la verificación de cointegración entre las series demostrada en el punto 3 garantiza que la relación “*es significativa (no es espuria)*” (Catalán Alonso, 2011, p. 16). Como se señala en Pérez (2008, p. 91): “*Si se verifica que un conjunto de variables integradas del mismo orden todas ellas están cointegradas, se asegura la existencia de una relación no espuria entre las mismas que, además, es estacionaria*”.



especulativo, debe ser percibido como una amenaza latente que debiera mover a la política económica a incorporarla en la construcción de escenarios futuros (y de propuestas para que sea conjurada). Esto resulta especialmente vigente en el presente, en el que el retorno a tasas de interés internacionales más elevadas -respecto de los bajísimos niveles que han registrado en estos años- pareciera encontrarse en un horizonte no tan lejano.

## **BIBLIOGRAFÍA**

Barsky, O.; Dávila, M. (2008). *La rebelión del campo. Historia del conflicto agrario argentino*. Sudamericana, Buenos Aires.

Borensztein E.; Reinhart, C. (1994). "The macroeconomic determinants of commodity prices". *Staff Papers, International Monetary Fund*, vol. 41, N°2, pp.236-261.

Catalán Alonso, H. (2011). "Econometría. Teoría de la cointegración". *Actas del III curso internacional de la CEPAL 'Finanzas públicas, Reforma ambiental y Administración de riesgos en el contexto del Cambio Climático'*.

Davis, A. (2009). "Cargill's inside view helps it buck downturn". 2009, Enero 14. *The Wall Street Journal* [New York].

Demirer, R.; Tai Lee, H.; Lien, D. (2013). "Commodity financialization and herd behavior in commodity futures markets". *The University of Texas at San Antonio, college of business, working paper series*, N°46.

Dornbusch, R. (1985). "Policy and performance links between LDC debtors and industrial nations". *Brookings Papers on Economic Activity*. N°2, pp.303-356.

Fernández, D. (2013). "El precio de los granos en el siglo XXI: bases reales y bases 'imaginarias' de cotizaciones alteradas". *Revista Interdisciplinaria de Estudios Agrarios*. vol.37, pp.69-94.

Fowley, B. y Juvenal, L. (2011). "Commodity price gains: speculation vs. fundamentals". *The regional economist*. vol. 19, N°3, pp.4-9.

Furtado, A. (2009). "Biocombustibles y comercio internacional: una perspectiva latinoamericana". *CEPAL-Colección Documentos de Proyectos*, LC/W.247.

Gilbert, C.L. (2010): "How to Understand High Food Prices", *Journal of Agricultural Economics*, vol. 61 (2), pp.398-425.

Irwin, S. y Sanders, D. (2010). "The impact of index and swap funds on commodity futures markets: preliminary results". *OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers*. N°27.

Le Clech, N. (2013). "Determinantes del precio internacional de la soja". *Atlantic Review of Economics*, vol. 2, pp.1-22.

ONU (2009). "Tendencias y perspectivas mundiales de los productos básicos". *Informe a la Asamblea General*, A/64/184.

Pérez, C. (2008). *Econometría avanzada. Técnicas y herramientas*. Pearson-Prentice Hall. Madrid.

Reinhart, C. (1991). "Fiscal policy, the real exchange rate, and commodity price". *Staff Papers, International Monetary Fund*. vol. 38, pp.506-524.

Soros, G. (2008). "Testimony before the U.S. Senate Commerce Committee oversight hearing on FTC advanced rulemaking on oil market manipulation", Washington D.C., 4 June 2008.

Stata (2013). "Phillips-Perron unit-root test". *Stata Manual*. Disponible en [stata.com](http://stata.com).