

# **Determinantes del precio internacional de la soja**

**Néstor Adrián Le Clech**

[nleclech@unq.edu.ar](mailto:nleclech@unq.edu.ar)

Universidad Nacional de Quilmes, Buenos Aires. Argentina.

## Resumen

El presente trabajo realiza un repaso general de los principales fundamentos económicos de los precios internacionales de los commodities, y analiza su efecto sobre los precios internacionales de la soja. Se utilizan técnicas de cointegración a fin de atar el comportamiento de largo plazo con las que se ha verificado la importancia de incluir los factores de oferta en las estimaciones econométricas. Asimismo, se ha constatado que la influencia de otros factores, como los costes de los insumos y el factor tecnológico, han tenido un papel muy importante en la determinación de los precios a largo plazo. Respecto al debate sobre la influencia de los factores monetarios (medido por el impacto de la tasa de interés real) se ha constatado un nivel de influencia sumamente reducido. Los factores de demanda y las restricciones de la oferta han tenido un papel fundamental en la determinación del precio de la soja de largo plazo, seguidos por el efecto de las variaciones en los precios de los insumos de producción.

## Summary

This paper provides a general overview of the main economic fundamentals of international commodity prices, and analyzes their effect on international soybean prices. Cointegration techniques are used to tie the long-term behavior which has been verified the importance of including the supply factors in the econometric estimates. Also, it was found that the influence of other factors such as cost of factor inputs and technology have had a major role in determining long-term prices. For the debate on the influence of monetary factors (measured by the impact of the real interest rate) we has seen a greatly reduced level of influence. The factors of demand and supply constraints have played a key role in determining the long-term price of soybeans, followed by the effect of variations in the prices of production inputs.

JEL: E3, Q0, Q1.

Palabras claves: Precios internacionales de la soja. Cointegración. Precio de los commodities. Factores de oferta en los precios de los commodities, International soybean prices. Cointegration. Price of commodities. Supply factors in commodity prices.

*"Se agradece a la Universidad de Zaragoza y el banco Santander por al auspicio recibido en el marco del programa de ayudas de movilidad 2013-2014"*

## 1.- Introducción

Cuando se realiza una revisión de la literatura que analiza el comportamiento de los precios de los commodities nos encontramos con que los principales trabajos teóricos y empíricos abordan el tema analizando fundamentalmente los factores de demanda. Tal y como lo señalan Borensztein y Reinhart (1994); “el enfoque estructural tradicional para determinar los precios reales de los commodities ha descansado exclusivamente en factores de demanda como los fundamentos que explican el comportamiento de los precios de los commodities”. Esto no ha cambiado en mucho habida cuenta de las últimas publicaciones de relevancia disponibles sobre el tema, y es por ello que resulta de real interés un análisis que reexamine el efecto de los factores de oferta en la determinación de los precios, constituyéndose así en uno de los principales propósitos del presente trabajo.

Asimismo, Reinhart y Wickham (1994), entre otros, han señalado la importancia del impacto que podría tener el proceso de cambio tecnológico en el desempeño de la oferta mundial, principalmente para los commodities agrarios. Este último ha sido un hecho que ha pasado casi desapercibido en la literatura económica con aplicaciones econométricas, resultando ser además en un factor determinante para el análisis de largo plazo, por tal motivo se propone realizar una aproximación al tema mediante el uso de variables dummies.

De este modo, la hipótesis fundamental que propone contrastar el presente trabajo es que la no inclusión de los factores de oferta en las estimaciones econométricas redundaría en un problema de subespecificación del modelo. Además que resulta de suma importancia para el análisis incluir alguna medida que controle los efectos del cambio tecnológico.

Finalmente, y dado el análisis potencial que ofrecen las técnicas de cointegración que se utilizarán, procederemos a verificar si se observa un comportamiento de reversión a la media en la evolución de los precios. En otras palabras, esto es contrastar si la tendencia de evolución de los precios de largo plazo presenta un comportamiento estacionario o explosivo, lo cual resulta de suma importancia respecto a las expectativas de política económica de los principales países productores de esta oleaginosa.

El trabajo queda estructurado de la siguiente forma. Primero, se presenta una revisión de la literatura de los trabajos más difundidos para el análisis de los determinantes del precio de los commodities. A continuación se procede a la definición del modelo econométrico con las variables y el método a utilizarse. Para finalizar se presentan los resultados alcanzados luego de las

estimaciones realizadas, junto al esbozo de una serie de conclusiones que permite nuestro modelo econométrico.

## 2.- Revisión de la literatura

La literatura de análisis econométrico relativa a los determinantes de los precios de los commodities que revisaremos presenta consenso respecto de la relevancia de tres determinantes claves, estos son: el tipo de cambio real del dólar estadounidense, el nivel de ingreso mundial,<sup>1</sup> y la tasa de interés real. No obstante, como ya hemos señalado, Borensztein y Reinhart (1994) han demostrado que resulta de suma importancia la inclusión de los factores de oferta.

Con respecto al tipo de cambio real, uno de los primeros trabajos en analizar el impacto de las variaciones del tipo de cambio sobre los precios de los commodities es el de Ridler y Yandle (1972). Según estos autores una depreciación en el tipo de cambio provocaría un incremento en los precios de los commodities, incluso señalan que la elasticidad de dicho efecto debería encontrar un valor negativo que se situase entre 0 y -1. Por su parte, Borensztein y Reinhart (1994) llaman la atención sobre los resultados empíricos obtenidos por otros trabajos, especialmente referidos a los hallazgos de Dornbusch (1985 y 1986) para la elasticidad del tipo de cambio en relación de los precios de los commodities, señalando que si bien el signo encontrado por este autor es el correcto (valor negativo), el valor hallado supera a la elasticidad teórica, lo que estaría sobreestimando el efecto que en teoría podría ejercer el tipo de cambio sobre la determinación de los precios. El valor hallado por Dornbusch (1984 y 1985) es cercano a -1,5, y según Borensztein y Reinhart (1994) debería hallarse cercano a -0,5, un valor cercano al obtenido por estos autores que se encuentra alrededor de -0,6, lo cual se condice con los valores esperados por la teoría.<sup>2</sup>

El segundo determinante considerado es el nivel de ingreso mundial, como un determinante del nivel de demanda efectiva. En tal sentido, el aumento actual de los precios de los commodities agrícolas respondería casi directamente al aumento de su demanda mundial, lo cual es ocasionado por el incremento de la producción industrial.<sup>3</sup> En esta línea nos encontramos con trabajos como los de Chu y Morrison (1984, 1985), Dornbusch (1985) y Gilbert (1989) entre otros, los cuales asumen que la influencia del ciclo económico (fundamentalmente el observado en los países más desarrollados) es un determinante exógeno de la variación en los precios de los commodities.

---

<sup>1</sup> Este determinante está asociado a la demanda internacional de commodities y frecuentemente se recurre al nivel de producción industrial mundial como indicador de su evolución.

<sup>2</sup> Uno de los argumentos aludidos por Dornbusch (1985) para explicar esta sobredeterminación del tipo de cambio son los problemas de medición existentes para el cálculo del tipo de cambio real.

<sup>3</sup> Ver Bastourre et al. (2009); Helbling, (2008); Kosacoff, y Campanario (2008) entre otros.

Por su parte, el impacto producido por la tasa de interés real y la política monetaria de las principales economías del mundo sobre la determinación de los precios de los commodities ha tomado mayor relevancia en estos últimos años. Al respecto Frankel (2006) enfatiza en su análisis el efecto producido por la política monetaria sobre los precios de los commodities. Señala que los altos precios de los commodities pueden estar denotando una clara señal que la política monetaria (internacional) se encuentra sin rumbo. Este efecto se canaliza a través del impacto que tiene la política monetaria sobre la determinación de la tasa de interés real y desde ella hacia los precios de los commodities, los cuales estaría mostrando una reacción excesiva del tipo overshooting (Frankel, 1996 y 2006), siguiendo un comportamiento como el descrito por Dornbusch (1976) para el tipo de cambio, lo que ha sido confirmado por Akram (2009) para el petróleo y los metales. Sin embargo, Lanteri (2010) no encuentra tal evidencia, aunque sí verifica una relación negativa entre el tipo de cambio efectivo real y los precios de los commodities<sup>4</sup>.

Siguiendo con el análisis presentado por Frankel (2006), cuando la tasa de interés real es relativamente alta, el flujo de capitales se mueve desde las inversiones en commodities hacia otras opciones más rentables. Este flujo de inversiones se equilibra cuando la rentabilidad obtenida en otras colocaciones se equipara a la rentabilidad obtenida en el mercado de commodities. Al contrario, cuando la tasa de interés real de las otras opciones es baja, el flujo de inversiones se dirige hacia el mercado de commodities. Por ello, la relación entre la tasa de interés real y el precio de los commodities encuentra una relación inversa. Este autor señala tres canales a través de los cuales se manifiestan los efectos que produce una suba de tasa de interés real por encima de su nivel de equilibrio sobre los precios de los commodities. Estos son: i) al producirse una suba en la tasa de interés los productores reciben un incentivo para realizar una extracción inmediata de la producción, realizando colocaciones en el mercado real sus productos e invirtiendo esta suma en colocaciones financieras que respondan a la suba de estas tasas, produciendo una caída en sus precios; ii) en línea con lo antedicho, los empresarios pierden el incentivo por generar stock; iii) ello estimularía a los inversores especulativos a mover sus colocaciones desde los contratos de futuros (de commodities) hacia letras del tesoro.

En esta última línea de argumentación podemos mencionar el trabajo de Pindyck y Rotemberg (1987), que analizan las razones por las cuales se verifica un movimiento coordinado en los precios de un amplio grupo de commodities, muchos de los cuales no poseen interrelación de uno con el otro. Al respecto señalan que estos movimientos de precios exceden en proporciones a los movimientos que podrían ser explicados por un efecto inflacionario (por factores de demanda), cambios en la tasa de interés o en los tipos de cambio real. Por ello, indican que el principal motivo que explica dicho fenómeno está dado, muy probablemente, por un movimiento en manada de los

---

<sup>4</sup> En cuanto al efecto de las tasas reales de interés sobre las materias primas no petroleras, si bien obtiene un coeficiente negativo, sus estimaciones no resultan ser estadísticamente significativas.

mercados financieros, y que tales comportamientos no hallan una explicación sólida en razones puramente económicas. En la misma línea, respecto a la coordinación en los movimientos observados de los precios de los commodities, encontramos el trabajo de Helbling et al. (2008), sin embargo, este autor, a diferencia de los anteriores, otorga un papel mucho más reducido a la especulación financiera, sobre la cual señala que hay pocos datos que indiquen que la operatoria en los mercados de futuros haya impulsado el alza de los precios o desestabilizado los mercados de materias primas, puntualizando que muchos commodities sin mercados de futuros importantes (como el hierro y el arroz) experimentaron un aumento de precios mayor que aquellos productos que se negocian en estos mercados. Además, la especulación financiera no puede explicar la abrupta caída reciente del precio de los commodities para los que no existen mercados de futuros como es el caso del hierro y el acero. Esto señalaría que los precios de los commodities pueden marchar más o menos alineados y, más allá que sean complementarios o sustitutos, tienen tendencia a aumentar juntos, aunque esta tendencia común en el movimiento de los precios no se deba a un comportamiento de manada en los mercados especulativos, como lo puntualizaron Pindyck y Rotemberg (1987), sino al efecto del movimiento de factores de la economía real.

Finalmente, respecto a las consideraciones realizadas relativo a los factores de oferta, podemos mencionar el trabajo de Akram (2009), quien señala que el incremento en el precio de los principales commodities se debe a las buenas condiciones de demanda observada en las principales economías del mundo, a la depreciación de la moneda norteamericana frente a las principales monedas del mundo, a la caída en la tasa de interés real de la economía europea y a la baja capacidad de respuesta de la oferta. Este último punto concordante con Helbling et al. (2008) que señala que la lenta respuesta de la oferta ha presionado sobre los precios.

Uno de los principales aportes que subrayan la importancia de los factores de oferta en la determinación de los precios de los commodities es el trabajo de Borensztein y Reinhart (1994), quienes realizan una interesante innovación al incluir a factores de la oferta, construyendo su modelo econométrico a partir del modelo teórico de Reinhart (1991). En sus estimaciones encuentran una relación negativa y estadísticamente significativa entre los factores de oferta y el precio de los commodities, lo que, según estos autores, mejora notablemente el ajuste del modelo y reduce significativamente los errores de predicción característicos de los modelos explicados por factores de demanda. Esto se debe fundamentalmente a que los modelos de demanda estarían subespecificados.

### 3.- Marco teórico y modelo econométrico

El análisis realizado en el epígrafe anterior nos permite señalar algunas cuestiones de interés que nos brindan un marco teórico interesante. El marco general de análisis que utilizaremos se inspira en los desarrollos logrados por Reihart (1991) y Borensztein y Reinhart (1994), en el sentido de subrayar la importancia de incluir en el modelo los factores de oferta además de los determinantes “clásicos”.

El modelo teórico mencionado propone una función de demanda que interpreta que los commodities son utilizados como insumos intermedios para la producción de bienes finales, importando commodities de los países productores hacia los países especializados en manufacturas, supone una economía que ajusta una función de costos basada en la producción de los EE. UU. y otras economías industrializadas, y es por ello que el impacto del tipo de cambio real de la moneda norteamericana se constituye como una variable fundamental del modelo. En otras palabras, la función de demanda incluye el nivel de producción de las economías industrializadas y el tipo de cambio real de los Estados Unidos. Si bien, este tipo de modelo resulta útil a los fines de realizar las respectivas comparaciones que los autores presentan respecto de los modelos de Dornbush (1985 y 1986), en nuestro caso optaremos por dar una definición más precisa al factor de demanda, analizando el efecto microeconómico del ingreso (producto per cápita) como factor clave de la demanda, además de no restringir la variable de análisis al producto o al ingreso de los agentes demandantes a las economías industrializadas sino que adoptaremos una visión más general.

Respecto al tipo de cambio real, si bien cobra sentido en términos del modelo presentado por Borensztein y Reinhart (1994), no creemos que el mismo sea efectivamente un determinante clave, y que confrontado con otros determinantes claves pierde fuerza teórica. En cualquier caso, el efecto del tipo de cambio real estaría captando muchas fuerzas económicas que se manifiestan sobre los precios relativos de las economías, y en cualquier caso resulta más afortunada la inclusión de una variable como la tasa de interés real que una variable como la del tipo de cambio real. Detengámonos un momento sobre esta cuestión. En el modelo Borensztein y Reinhart (1994), la inclusión del tipo de cambio real viene a cumplir una función de ecuilibración de precios relativos en las economías de los EE. UU. y el resto de las economías industrializadas, en tal sentido resulta en una manera elegante de introducir una variable de interés empírico dentro de un modelo teórico. Por su parte, el argumento fundamental para la inclusión del tipo de cambio real de la moneda norteamericana en los modelos empíricos más generales se debe a que los precios internacionales están denominados en esa moneda y cualquier variación en la relación de precios de esta economía estaría afectando a los valores de mercado de los commodities. Si bien esta variable se presenta como un instrumento

atractivo en términos de las realizaciones empíricas debido a su disponibilidad, no resulta en una variable tan robusta en términos de la explicación teórica que ofrece respecto de la variación de los precios de los commodities. Por tales motivos, resulta apropiado introducir la tasa de interés real más que el tipo de cambio real. En cualquier caso, es muy probable que la significatividad lograda por el tipo de cambio real en las estimaciones econométricas este captando la transmisión del efecto de la tasa de interés real, puesto que un incremento en la tasa de interés real produciría una apreciación real de la moneda que pujaría a la baja el nivel de precios internacionales. Sin embargo, la explicación del mecanismo subyacente desde la tasa de interés real hacia los precios de los commodities es mucho más robusta en términos teóricos.

En términos generales, es preciso señalar que sí resulta apropiado analizar el impacto de las variables monetarias sobre los precios, y para ello se propone analizar el fenómeno a partir de los enunciados pronunciados por Frenkel (2006), en la relación observada entre la tasa de interés real y los precios de los commodities. Para este autor, cuando la tasa de interés real es alta, los productores disminuyen el stock de commodities y redirigen las inversiones hacia colocaciones más rentables, esto puja a la baja los precios de los commodities. El mecanismo supone un movimiento de stock que afecta al mismo tiempo el nivel de producción. En el caso particular de los commodities agrícolas se debe observar una particularidad adicional relativa al efecto temporal, y es que el efecto de las variaciones en la tasa de interés real, puesto que afectan a las variaciones del stock (influyendo además en las expectativas) y al nivel de producción, verán manifestada su influencia en el período siguiente, de modo tal que, a los fines predictivos dicha variables debería considerarse rezagada un período. Por ello, y como una mejora del modelo empírico testeado por Borensztein y Reinhart (1994), vale la pena mencionar que la inclusión de la tasa de interés real, dada su relación con los niveles de stock, permite endogeneizar el efecto de las variaciones del stock sobre los precios.

Finalmente nos encontramos con los factores de oferta, los cuales incluiremos de forma exógena al modelo considerando los niveles mundiales de producción con un período de rezago, lo cual resulta muy apropiado para el caso de los commodities agrícolas. Adicionalmente, y siguiendo las contribuciones sugeridas por Borensztein y Reinhart (1994) incluiremos una variable que dé cuenta del efecto de las variaciones de los precios de otros insumos. Estos autores proponen incluir el precio del petróleo, aunque en nuestro caso se cree más apropiada la inclusión de los precios de los fertilizantes<sup>5</sup>.

Además, y como aporte original del presente trabajo, estimaremos la influencia del impacto tecnológico que se estaría verificando a finales de la década de los ochenta con la implementación difundida de las técnicas de siembra directa. Este efecto será captado por una variable dummy que

---

<sup>5</sup> Si bien el principal fertilizante utilizado en la producción de soja es el SPS, superfosfato simple, para los fines del presente trabajo utilizaremos un índice de precios general de los fertilizantes.

estaría absorbiendo además, en el caso particular de la soja, el efecto de los desarrollos genéticos que se difunden a mediados de los noventa.

De este modo, el modelo logarítmico que se propone estimar será el siguiente;

$$\ln P_t = c + \beta_1 \ln PPC_t + \beta_2 \ln Q_{t-1} + \beta_3 \ln F_t + \beta_4 Ir_{t-1} + \beta_5 D_t + \mu_t \quad (1)$$

Dónde  $P$  es el precio real de la soja,  $PPC$  es el producto per cápita tomado como una medida del ingreso para la función de demanda,  $Q$  es el nivel de producción de soja,  $F$  es el precio de los fertilizantes,  $Ir$  es la tasa de interés real, y  $D$  es una variable dummy que intenta captar el efecto del factor tecnológico observado hacia finales de la década del ochenta. Finalmente  $\ln$  indica logaritmo neperiano, el subíndice  $t$  indica la temporalidad y  $\mu$  es el residuo de la regresión.

#### 4.- Modelo y estimación econométrica

Las variables utilizadas para la estimación econométrica son;  $P$  que es el precio real de la soja valuada en dólares por toneladas a precios constantes con año base en 2005,  $PPC$  es el producto bruto per cápita mundial en dólares constantes de 2000,  $F$  es el índice general de precios de los fertilizantes a nivel mundial con año base 2005=100, luego tenemos  $Ir$  que es la tasa de interés real de los EE. UU. calculada a través del método Fisher en base a la tasa de interés de préstamos y la tasa de inflación a precios del consumidor, siendo todas estas variables obtenidas de la World Development Indicators & Global Development Finance Database, y  $Q$  es la producción mundial de soja en toneladas cuya fuente es la FAOSTAT. Finalmente la variable dummy  $D$  se activa en el año 1988, momento en el cual se considera que la difusión tecnológica de la siembra directa resulta de importancia a nivel mundial<sup>6</sup>. Los datos disponibles comprenden el período 1961 hasta 2010.

Las estimaciones serán realizadas a partir de la ecuación 1, la cual supone un análisis econométrico de series temporales que intenta medir relaciones de largo plazo, por tales motivos, y dadas las características de las series temporales involucradas (cuyo análisis se presentará en breve), las técnicas cointegración se presentan como las más apropiadas. Además este modelo evita en cierto modo el problema de endogenidad ya que tanto la demanda, como la tasa de interés real y los factores de oferta pueden ser considerados factores exógenos y por lo tanto, fundamentos plenamente adecuados para las estimaciones que a continuación se realizarán.

---

<sup>6</sup> Se han considerado otros años a fin de analizar el impacto tecnológico, con pruebas y estimaciones realizadas entre 1985 y 1996, y en términos de ajuste del modelo el año 1988 ha arrojado las estimaciones más robustas lo cual, en términos de los sucesos históricos de difusión tecnológica parece apropiado.

Antes de proceder a la verificación de la condición de cointegración de las variables, es necesario verificar primero el orden de integración de las series. Si las series son estacionarias se puede aplicar MCO sin perjuicio alguno sobre los coeficientes estimados, en otro caso se debe contrastar que las series posean el mismo orden de integración para luego verificar si existe, al menos, una relación de cointegración a largo plazo entre ellas.

#### 4.1. Análisis del orden de integración de las variables

Para el análisis de orden de integración de las series se propone las técnicas de contraste de raíces unitarias de Phillips-Perron (PP) y la prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF). En el Cuadro 1 se presentan los resultados de la prueba de raíz unitaria PP y ADF para las series<sup>7</sup>.

**Cuadro 1.** Pruebas Phillips-Perron y Dickey-Fuller Aumentada.

Variables	Phillips-Perron		Dickey-Fuller	
	Niveles	1 <sup>ras</sup> dif.	Niveles	1 <sup>ras</sup> dif.
	$\tau$	$T$	$\tau$	$T$
P	-1,96 $\Theta$	-6,94 **	-0,28	-7,38 **
PPC	-3,37 †	-4,85 ** $\Theta$	-3,34 †	-4,54 ** $\Theta$
Q	-3,29 †	-13,06 ** $\Theta$	-2,08 †	-13,06 ** $\Theta$
F	-2,64 $\Theta$	-6,42 **	-2,47 $\Theta$	-6,08 **
lr	-2,34 $\Theta$	-7,49 **	-2,34 $\Theta$	-7,49 **

\* Significativo al 5%, \*\* Significativo al 1%.  $\Theta$  Proceso de caminata aleatoria con deriva, y † Proceso de caminata aleatoria con deriva y tendencia.

#### 4.2. Análisis de cointegración

La condición de cointegración entre las series requiere que las series sean integradas del mismo orden, cuestión ya demostrada en el epígrafe anterior, y que la diferencia resultante de la combinación lineal entre ellas produzca una serie estacionaria cuya verificación garantiza la condición de cointegración.

<sup>7</sup> Para selección de rezagos óptimos se utilizó el criterio Andrews en Phillips-Perron y el criterio Hannan-Quinn en la prueba Dickey-Fuller Aumentada.

A fin de verificar la condición de cointegración disponemos de varias técnicas que van desde la propuesta original Engle y Granger (1987) (EG) y Phillips y Ouliaris (1990) (PO), pasado por modelos como los propuestos por Phillips y Hansen (1990) conocido como estimador MCO Fully Modified (FM), así también como la regresión de cointegración canónica (CC) propuesta por Park (1992) y MCO Dinámico (DOLS) de Saikkonen (1992) y Stock y Watson (1993). Asimismo, las propuestas Johansen (1991 y 1995) aparecen como candidatas válidas para la estimación. No obstante, en este último caso, las estimaciones suponen endogeneidad en todas las variables lo que omite el orden de causalidad entre las variables, no considerando así la importancia de las relaciones causales contemporáneas entre las variables, perdiendo así una cuestión de sumo interés para nuestro análisis, en tal sentido, tal y como lo señala Maddala (1996), se trata de un enfoque puramente estadístico, y que en general no resulta adecuado para el análisis de las relaciones económicas.

En términos de escoger la técnica de cointegración más apropiada al presente estudio debemos considerar alguno de los problemas propios de las técnicas EG y PO, y los aportes realizados por las técnicas FM, CC y DOLS. En tal sentido debe señalarse que las técnicas EG y PO enfrentan ciertos problemas al basarse en propiedades asintóticas que suponen que el efecto de endogeneidad o correlación serial no afectan las propiedades de los estimadores. Sin embargo, un análisis basado en muestras pequeñas no debe perder de vista el impacto que puede tener la dinámica de corto plazo sobre las propiedades asintóticas de los estimadores. Estos problemas devenidos de la dinámica de corto plazo y su efecto en las relaciones de largo plazo suelen manifestarse en la estructura generada en los residuos de regresión. Por ello, las técnicas FM, CC y DOLS, ofrecen una solución ya que permiten corregir los sesgos por endogeneidad y los problemas de correlación serial que esto produce. Dadas las virtudes que presentan estas tres técnicas resultan, en principio, las más apropiadas para el presente trabajo puesto que los efectos señalados aparecen frecuentemente indicados en los trabajos empíricos reseñados. No obstante ello, algunos trabajos han llamado la atención acerca del sesgo que las mismas podrían tener en muestras pequeñas, así por ejemplo, Inder (1993) y Stock y Watson (1993) han señalado que el método FM presenta un sesgo tan importante como el sufrido por las estimaciones tradicionales de MCO. En cualquier caso, el método CC y el DOLS suponen una mejora al método FM. Más aún, Montalvo (1995) ha conducido un estudio a fin de verificar el desempeño comparado entre los métodos CC y DOLS en muestras pequeñas y ha encontrado que si bien el método CC posee una mejor performance que los estimadores FM y MCO, es superado por el método DOLS.

Sin embargo, y aún teniendo en cuenta estas recomendaciones, se conducirá un análisis de cointegración basado en estimadores FM, CC y DOLS. Esto nos permite ajustar las técnicas más apropiadas para al estudio al tiempo de permitirnos realizar un análisis comparado del desempeño de los tres métodos.

El procedimiento de estimación propuesto opera a partir de un mecanismo de representación triangular estándar que supone la existencia de un único vector de cointegración. El mismo puede ser representado como;

$$\ln P_t = X_t' \beta + D_t' \gamma_1 + \mu_{1t} \quad (2)$$

$$X_t = \Gamma_{21}' D_{1t}' + \Gamma_{22}' D_{2t}' + v_{2t} \quad (3)$$

$$\Delta v_t = \mu_{2t} \quad (4)$$

Dónde  $X_t'$  incluye los regresores estocásticos (en nuestras estimaciones serán las variables  $\ln F_t$ ,  $\ln r_{t-1}$  y  $D$ ), y  $D_t' = [D_{1t}', D_{2t}']$  incluye los regresores con tendencia determinista<sup>8</sup>. A su vez  $D_{1t}'$  identifica a los regresores con tendencia determinista incluidos en ambas ecuaciones de cointegración (este caso comprende las variables  $\ln PPC$ ,  $\ln Q_{t-1}$ , y el intercepto) y  $D_{2t}'$  solo a los regresores incluidos en la ecuación 3 pero que no forman parte de la ecuación 2, (se ha optado por no incluir ninguno en nuestras estimaciones).

A partir de esta representación, el estimador FM y CC producen una transformación de las variables en la regresión de cointegración con el fin de eliminar el problema de endogeneidad y la correlación de largo plazo presente en las estimaciones MCO. La clave de dicha transformación resulta en la construcción de los estimadores de la matriz de covarianza de largo plazo. La diferencia entre ambos es que el estimador FM transforma sólo la variable dependiente, mientras que el estimador CC produce una transformación completa.

Por su parte, el método DOLS consiste en aumentar la regresión de cointegración (2) incorporando valores pasados y valores futuros de  $\Delta X_t$ , de modo tal que se elimine asintóticamente cualquier sesgo debido a la endogeneidad o a la correlación serial.

Las estimaciones FM, CC y DOLS se han realizado incluyendo una constante y considerando el hecho verificado en las pruebas de raíces unitarias de que las variables PPC y Q poseen una

---

<sup>8</sup> Incluidos el intercepto, y las tendencias lineales y cuadráticas.

tendencia determinista<sup>9</sup>. Las estimaciones se realizaron siguiendo los criterios siguientes para el cálculo de la varianza de largo plazo; el criterio Schwarz para la selección de rezagos (y valores futuros en el caso de DOLS), Bartlett para las opciones kernel y Newey-West en la opción bandwidth.

En el cuadro 2 se presentan los resultados de las estimaciones. En todos los casos se realizó la prueba Wald a fin de confirmar la significatividad individual y conjunta de los parámetros estimados, y en todos los casos se pudo saber que los parámetros resultar ser significativos con un nivel de confianza superior la 95%.<sup>10</sup>

Asimismo, al comparar los resultados obtenidos por los tres estimadores se observa que el estimador DOLS logra un menor valor de la varianza de largo plazo, pero los estimadores FM y CC poseen mayor consistencia al obtener un menor sesgo y error cuadrático medio, ofreciendo la mejor performance el estimador CC por sobre los estimadores FM y DOLS. No obstante, se puede considerar en general que el desempeño de los tres estimadores es muy bueno.

**Cuadro 2.** Estimaciones FM, CC y DOLS.

Variable dependiente  $\ln P_t$ .

Variabes	FM	CC	DOLS
C	3,910	3,956	4,025
$\ln PPC_t$	1,787	1,786	1,773
$\ln Q_{t-1}$	-0,797	-0,799	-0,806
$\ln F_t$	0,403	0,402	0,437
$\ln r_{t-1}$	-0,020	-0,021	-0,012
$D_t$	-0,247	-0,242	-0,270
Varianza de largo plazo	0,0092	0,0092	0,0031
Sesgo (Bias proportion)	0,000649	0,000423	0,000431
Error medio cuadrático	0,1203	0,1202	0,1238

Además, en el cuadro 3 se presentan las pruebas Engle-Granger y Phillips-Ouliaris de cointegración. Ambas pruebas estarían rechazando la hipótesis nula de no cointegración a un nivel de confianza superior al 99%.

<sup>9</sup> En efecto, ambas series resultan de un proceso de tendencia determinista con componente estacionario AR(1). Por tal motivo no parece resultar apropiado introducir en las estimaciones una tendencia determinista adicional.

<sup>10</sup> En este caso, y dada las propiedades de los estimadores, la prueba de Wald viene a reemplazar las pruebas  $t$  y  $F$  tradicionales.

**Cuadro 3.** Pruebas de cointegración Engle-Granger, Phillips-OuliarisH<sub>0</sub>: Las series no están cointegradas.

Variables	FM	CC	DOLS
Engle-Granger tau-statistic		-6.274915	
Phillips-Ouliaris tau-statistic		-6.191395	

La lectura de los parámetros estimados confirma las hipótesis planteadas por la teoría económica propuesta, obteniendo todos los signos postulados y valores acordes con las elasticidades esperadas. No obstante su lectura merece algunos comentarios de interés. La elasticidad ingreso de la demanda resulta ser sumamente elevada, con un valor de alrededor de 1,8 en las tres estimaciones. Este resultado podría parecer erróneo al tratarse de un bien alimentario, sin embargo, hay al menos dos cuestiones que explicarían tal comportamiento. El primero es el hecho observado respecto del ingreso masivo de nuevos consumidores de este tipo de producto. En tal sentido, el desarrollo protagonizado por economías como China y la India (entre otras) ha generado un movimiento social que ha supuesto niveles de consumo alimentario mayores, y de mejor calidad. Sobre este tema vale la pena señalar que la soja resulta en un insumo fundamental para la producción cárnica en estos países, además de otros destinos para el consumo alimentario. Así, el acceso de más población a un consumo de mayor nivel proteico en un plazo de tiempo breve puede pujar sobre los precios de la forma verificada dadas las restricciones de oferta propias del sector. En segundo lugar, el desarrollo y uso de productos agrícolas en la producción de bio combustibles, y la creciente demanda mundial de estos produce una presión aún mayor sobre los niveles de precios desde el lado de la demanda.

La oferta, por su parte, resulta ser inelástica, en un valor aproximado a 0,8 en las tres estimaciones. Aún así, un valor de 0,8 demuestra una capacidad de respuesta elevada en términos relativos, teniendo en cuenta el tipo de bien del que se trata.

El efecto del costo de los factores productivos, medido por el precio de los fertilizantes a modo de proxies de los costes de producción, indica un impacto positivo no despreciable sobre los niveles de precios, con una elasticidad en torno a 0,4, esto es que el 40% de la variación en el precio es explicada por el efecto de las variaciones de los costes de producción. En tal sentido, el hallazgo arroja evidencia respecto de la importancia relativa que tiene la variación en los costes de producción sobre la evolución de los precios, abriendo un campo de labor de suma relevancia para el diseño de políticas alimentarias a escala global.

Por su parte, el impacto que posee la tasa de interés real 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.

Finalmente, resulta interesante observar el valor hallado por la variable dummy, incluida en la regresión a fin de captar el efecto producido por el avance tecnológico, el cual supuso la incorporación masiva de la siembra directa y el posterior desarrollo genético aplicado a las semillas entre otros. En tal sentido, el coeficiente estimado indica un efecto negativo sobre los precios, lo cual es un resultado esperado y da cuenta de un proceso de difusión tecnológica que supone la no apropiación de sus beneficios por parte de los productores. Esto no quiere decir que no haya habido algo de apropiación, sino que la misma no fue completa y que se observa un beneficio captado por el consumidor, el cuál hubiese pagado precios más elevados de no haberse producido la mejora tecnológica.

Por último resulta de interés realizar una verificación que nos permita comprobar la validez de las innovaciones recomendadas por Borensztein y Reinhart (1994) en el sentido de incluir los factores de oferta en el modelo, y de las dos innovaciones que ofrece el presente trabajo al incluir en las estimaciones el efecto de las variaciones en los costes de producción y el efecto tecnológico. Para ello verificaremos la condición de cointegración en el modelo que incluye solo los factores de demanda, tal modelo sería;

$$\ln P_t = c + \beta_1 \ln PPC_t + \beta_4 Ir_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

En el cuadro 4 se presentan los resultados de las estimaciones realizadas sobre la ecuación 5 mediante los estimadores CC, y se presentan, a fines comparativos, los resultados obtenidos en la estimación CC de la ecuación 1. Asimismo, se presentan las pruebas de cointegración aplicadas al nuevo modelo. Allí podemos observar que los resultados obtenidos para la estimación de la ecuación 5 son, en términos generales, los esperados, con valores negativos en la variable de ingreso y de la tasa de interés real, e incluso el valor inelástico obtenido para la variable de ingreso podría parecer, en principio, más apropiado para el tipo de bien que estamos evaluando. Sin embargo, resulta de importancia verificar la condición de cointegración para este modelo, de otro modo podríamos estar en presencia de una regresión espuria.

**Cuadro 4.** Estimaciones CC de ecuación 1 y 5 y Prueba de cointegración Engle-Granger y Phillips-Ouliaris.

Variable dependiente  $\ln P_t$ .

Variables	Ecuación 5	Ecuación 1
C	11,961	3,956
$\ln PPC_t$	-0,703	1,786
$\ln Q_{t-1}$	-	-0,799
$\ln F_t$	-	0,402
$I_{t-1}$	-0,0613	-0,021
$D_t$	-	-0,242
Engle-Granger tau-statistic	-3.216908	-
Phillips-Ouliaris tau-statistic	-3.187328	-

Los resultados del análisis de cointegración estarían indicando no cointegración en el modelo representado por la ecuación 5, lo cual indica el hecho señalado por Borensztein y Reinhart (1994) y valida la primera hipótesis planteada en el presente trabajo, que supone una inconsistencia de las estimaciones que no incluyen los factores de oferta, debido a problemas de sesgos y subespecificación, y valida asimismo la inclusión de los otros determinantes de oferta incluidos como novedad en el presente trabajo.

#### 4.3 Determinantes de corto plazo y velocidad de ajuste

Para las estimaciones de corto plazo, utilizaremos un modelo que incluye un mecanismo de corrección de errores (MCE) para estimar la velocidad de ajuste a los valores de equilibrio y el comportamiento del modelo en el corto plazo. Una de las ventajas más importantes que presenta esta técnica es que utiliza los residuos estimados de la regresión con sus variables cointegradas en niveles para ligar el comportamiento de corto plazo con el comportamiento de largo plazo del modelo especificado. La condición fundamental para aplicar este modelo es que las variables estén cointegradas, cuestión que ya ha sido demostrada en el epígrafe anterior.

Se propone un modelo en el que se introduce sólo un rezago de la serie de los residuos estimados, e incluye un mecanismo de corrección de errores. La ecuación que se estimará queda representada de la manera siguiente;

$$\Delta \ln P_t = \beta_1 \Delta \ln PPC_t + \beta_2 \Delta \ln Q_{t-1} + \beta_3 \Delta \ln F_t + \beta_4 I_{t-1} + \beta_5 E_{t-1} + \mu_t \quad (6)$$

dónde  $\Delta$  indica el operador de primeras diferencias y  $\mu$  es el término de error distribuido normalmente con media cero y varianza constante.  $E_{t-1}$  es el error de equilibrio, y su coeficiente,  $\beta$ , se espera sea negativo y se encuentre entre 0 y -1, el cual nos estaría indicando una tendencia de regreso al valor de equilibrio, cuya velocidad de ajuste medio estaría indicado por el valor estimado del coeficiente.

Esta especificación posee dos virtudes en términos de la explicación teórica que ofrece sus resultados; primero, si el término de intercepto resultase ser positivo nos estaría indicando que el modelo de largo plazo (ecuación 1) debería haber incluido una variable de tendencia, lo que estaría indicando que, en términos del análisis que nos concierne, el precio internacional de la soja estaría siguiendo una tendencia de evolución creciente de largo plazo. La segunda cuestión tiene que ver con el valor hallado en el coeficiente de reversión a la media,  $\beta_5$ , puesto que si el valor hallado para este estimador resultase ser positivo, esto nos estaría indicando que la tendencia de comportamiento de largo plazo resulta ser explosiva. Por otro lado, si verificamos la no significatividad del intercepto, sumado a un valor del coeficiente  $\beta_5$  negativo y menor a la unidad, estaríamos en condiciones de asegurar que el proceso de formación de precios de la soja de largo plazo es estacionario alrededor de su valor de equilibrio de largo plazo.

Las estimaciones que se presentan en el cuadro 5 fueron realizadas utilizando los residuos obtenidos a partir de la ecuación de cointegración de la ecuación 1 por los métodos FM, CC y DOLS.

En todos los casos los resultados obtenidos ratifican la hipótesis de reversión a la media en los precios de la soja de largo plazo, mostrando además una velocidad de ajuste muy elevada que estaría indicando que en cada período se corrige más del 70% de las desviaciones observadas respecto del precio de equilibrio. Este hallazgo sería una indicación más de que los shocks especulativos poseen un efecto muy reducido, o inexistente, sobre los precios de equilibrio.

También se observa que el intercepto no resulta ser significativo, lo que ratifica la hipótesis de que los precios no siguen ningún tipo de tendencia creciente de largo plazo.

**Cuadro 5.** Estimaciones MCE basados en los residuos de las estimaciones obtenidos por las técnicas FM, CC y DOLS. Variable dependiente  $\Delta \ln P_t$ .

Variabes	FM	FM	CC	CC	DOLS	DOLS
C	-0,048	---	-0.048	---	-0.045	---
$\Delta \ln PPC_t$	3,645**	2,300**	3,633**	2,284**	3,461**	2,192**
$\Delta \ln Q_{t-1}$	-0,547**	-0,660**	-0,549**	-0,663**	-0,488**	-0,596**
$\Delta \ln F_t$	0,333**	0,334**	0,333**	0,333**	0,146**	0,149**
$lr_{t-1}$	-0,007	-0,006	-0,007	-0,066	-0,002	-0,002
$E_{t-1}$	-0,768**	-0,758**	-0,770**	-0,760**	-0,716**	-0,711**
$R^2$	0,45	0,42	0,45	0,42	0,34	0,32
Prueba White	0,098	0,405	0,100	0,398	0,111	0,454
Prueba B-G	0,069	0,104	0,069	0,115	0,966	0,999

\* y \*\* significativo al 95% y 99% de confianza respectivamente.

## 5.-Conclusiones

El presente trabajo ha verificado la importancia de incluir los factores de oferta en las estimaciones econométricas realizadas a fin de analizar el impacto de los principales determinantes de los commodities, confirmando así la hipótesis presentada por Borensztein y Reinhart (1994). En este caso particular, la verificación sobre la evolución de los precios de la soja ha sido concluyente al no verificarse cointegración en las estimaciones que no incluían los factores de oferta. Asimismo, y siguiendo las sugerencias de estos autores, resulta oportuno observar que la influencia de otros factores como los costes de los insumos y el factor tecnológico, han tenido un papel muy importante en la determinación de los precios a largo plazo.

En cualquier caso, las técnicas aplicadas al presente estudio nos han permitido eliminar los problemas de sesgo de especificación, producidos por la endogeneidad y la correlación serial, cuyos inconvenientes han sido señalados por varios autores. Por tales motivos tales hallazgos resultan en un aporte a la discusión relativa a los modelos estimados y las técnicas utilizadas.

Respecto al debate sobre la influencia de los factores monetarios, medido por el impacto de la tasa de interés real, se ha constatado un nivel de influencia sumamente reducido, en tal sentido los postulados de Pindyck y Rotemberg (1987) así como los de Frenkel (2006), pierden importancia respecto de las sugerencias de Helbling et al. (2008) y los hallazgos empíricos alcanzados por Akram (2009).

Hemos podido confirmar que el precio internacional de la soja estaría fluctuando alrededor de su precio de equilibrio de largo plazo, el cual estaría determinado fundamentalmente por las condiciones de oferta, de demanda, y por los cambios observados en los precios relacionados directamente con su función de producción y por los shocks tecnológicos.

## Referencias

°Akram, F. “Commodity prices, interest rate and the dollar”. *Energy economics*. 2009, N°31, pp. 838-851.

Bastourre Diego, Jorge Carrera y Javier Ibarlucia. “Precio de los commodities en Argentina: ¿Qué mueve al viento?”. *Ensayos Económicos*. BCRA N°51, pp. 43-81.

Borensztein E. and C. M. Reinhart. “The Macroeconomic Determinants of Commodity Prices”. *Staff Papers, International Monetary Found*. 1994, Vol. 41, No. 2, 236-258.

Chu, Ke-Young y Thomas K. Morrison. “The 1981-82 recession and non-oil primary commodity price”. *Staff Papers, International Monetary Found*. 1984, Vol. 31, pp. 93-140.

Chu, Ke-Young y Thomas K. Morriso. “Primary commodity markets: A medium-term framework of analysis”. *Staff Papers, International Monetary Found*. 1986, Vol. 33, pp. 139-184.

De Gregorio, J., H. Gonzáles and F. Jaque. “Fluctuaciones del Dólar, Precio del Cobre y Términos del Intercambio”. *Documento de Trabajo del Banco Central de Chile*, 2005, No. 310.

Dornbusch, Rudiger. “Expectations and Exchange Rate Dynamics”. *Journal of Political Economy*. 1976, N° 84, pp. 1161-1176.

Dornbusch, Rudiger. “Policy and performance links between LDC debtors and industrial nations”. *Brookings Papers on Economic Activity*. 1985, N° 2, pp. 303-356.

Engle R. F. y C. W. J. Granger. “Co-integration and error correction: representation, estimation and testing”. *Econometrica*. 1987, N° 55, 143-59.

Frankel, J. A.. “Expectations and Commodity Price Dynamics: the Overshooting Model”. *American Journal of Agricultural Economics*. 1986, N° 68, pp. 344-348.

Frankel, J. A.. “The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices”. *NBER Working Paper*. 2006, No. 12713.

Gilbert, Christopher L.. “The impact of exchange rates and developing country debts on commodities prices”. *Economic Journal*. 1989, Vol. 99, pp. 773-784.

Helbling Thomas, Valerie Mercer-Blackman y Kevin Cheng. “Auge de los productos básicos”. *Finanzas y Desarrollo*. 2008, Vol. 45, N° 1, pp. 10-15.

Hotelling, H.. “The Economics of Exhaustible Resources”. *Journal of Political Economy*. 1931, N° 39, pp. 137-175.

Inder, B.. “Estimating long-run relationships in economics: A comparison of different approaches”. *Journal of Econometrics*. 1996, N° 57, 53-68.

Johansen S.. “Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autorregressive models”. *Econometrica*. 1991, N° 59, 1551-80.

Johansen, Søren, (1995). *A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables*. *Econometric Theory*, Cambridge University Press, vol. 11(01), 25-59.

Kosacoff, B. y Campanario, S.. “La revalorización de las materias primas y sus efectos en América Latina”. *Documentos de Trabajo, CEPAL*. 2008, pp. 1-19.

Lanteri, Luis N.. “Determinantes de los precios reales del petróleo y de las materias primas no petroleras, 1980:1-2009:3”. *Análisis Económico*. 2010, VOL. XXV, N°59, pp. 99-120.

Maddala G. S.. “Introducción a la econometría”. 1996, México, Prentice Hall.

Montalvo, J. G.. “Comparing cointegrating regresión estimators: Some additional Monte Carlo results”. *Economics Letters*. 1995, N° 48, 229-234.

Park, Joon Y.. "Canonical Cointegrating Regressions". *Econometrica*. 1992, N° 60, 119-143.

Phillips, Peter C. B. y Bruce E. Hansen. "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes". *Review of Economics Studies*. 1990, N° 57, 99-125.

Phillips, P. y Ouliaris, S.. "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration". *Econometrica*, 1990, N° 58(1), 165-93.

Pindyck, R. S. y J. J. Rotemberg. "The Excess of Co-Movement of Commodity Prices. *NBER Working Paper*. 1987, No. 1987.

Reinhart, Carmen M.. "Fiscal policy, the real exchange rate, and commodity price". *Staff Papers, International Monetary Found*. 1991, Vol. 38, pp. 506-524.

Reinhart, Carmen y Peter, Wickham. "Commodity Prices: Cyclical Weakness or Secular Decline?". *Staff Papers, International Monetary Found*. 1994, Vol. 41, pp. 175-213.

Saikkonen, P.. "Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation". *Econometric Theory*. 1992, N° 8, 1-27.

Stock, James H. y Mark Watson. "A Simple Estimator Of Cointegrating Vectors In Higher Order Integrated Systems". *Econometrica*. 1993, N° 61, 783-820.